علم المن المحالي

سدورعباً المنصفود عُوض ابتأ دعارالنفس معية الآراب مامة الإسكندية

دارالمعضى المجامعين ١٠ ه م سوتيد الأداريطة - ١٦٣٠١٦٣٥ ٢٨٧ ه تغالالسيس النالي - ٢٨٧١٥٦



Converted by Tiff Combine - (no stamps are applied by registered sersion)



عِلَم الفي الاجتابي



علم المن الرحالي

دكتورُعَبَّاسُ تَحَمُّودُعُوَّ ابتادعلمالنفس كلية الآلب-مائدة الإسكندية

1444

والعفتم البيامعين وعديد الأولية ١٩٢٠١٦٢٠ ٢٨٧ من تناوليد الكالية ١٨٥٨



اِنْمَايُوقَ الصَّايِرُونَ أَجْرَهُمْ بِغَيْرِحِسَابِ صَدَّتَ الله العَظْفِيم





الأبحاث العلمية ليست صيغاً بلاغية انشائية، إنما هي أسلوب علمي . بالأرقام . ولهذه الأرقام دلالتها ومعناها ، لذا ، فقد أخذت الأبحاث التجريبية الاحصاء وسيلة لها تدعمها وتجرد نتائجها فلا تجعلها تتيه في لغة الانشاء، وبذا يشمكن الباحث من عرض نتائجه في وضوح وتجرد مدعم .

وأبحاث علم النفس الحديث إنما هي أبحاث تجريبية ، تجمع بين التحليل الكمي والكيفي ، والتحليل الكمي وسيلته الأرقام ، والأرقام الخام لا معنى لها إنما هي تكتسب معناها من علاقاتها بعضها ببعض ومن محكات تفسرها ، لذلك ينبغي لمن يتصدى لعلم النفس اليوم دارساً له أو باحثاً فيه ، أن يؤهل لفهم أبحائه وأساليبها ، ويصبح بعد ذلك أهلاً للتصدي .

والباحث في العلوم الانسانية يحتاج لفهم الاحصاء كلغة علمية ذات دلالة وأهمية، وليس معنى هذا أن يصبح هذا الباحث متخصصاً في الاحصاء، إنما كل ما يحتاج إليه هو أن يلم بهذه اللغة وأساليبها دون الدخول في أسسها الرياضية ومتاهاتها ومن ثم يقدر أن يتخير منها ما يعينه على القيام ببحثه العلمي التجريبي ذلك بعد فهم للأسس التكنيكية للبحث العلمي.

وإذا ما تفهم الباحث لغة الاحصاء وأساليبها ، استطاع الستثهارها ، استثباراً جيداً . والكتاب يستهدف تحقيق هذا الهدف واستجلائه على أن نوقر في وجداننا أن الاحصاء خادم ممتاز ولكنه سيد سيء .

والله من وراء القصد وهو يهدي السبيل...

دكتور عباس محود عوض

الفصل الأول

المتغيرات المستمرة والمتغيرات المتقطعة Discrete Variables & Continuous Variables

غن نماول أن ندرس ظاهرة ما ، أو سمة معينة ، أو قدرة أو استعداد . . أو أن ندرس . السن أو الدخل أو الضوضاء أو الضغط الجوي ، أو أي خاصية من خواص الأشياء أو الموضوعات . أو أي عنصر من العناصر . . أو حادثة من الحوادث . . وهذه كلها ان هي إلا منغيرات Variables .

والمتغير احصائياً إنما هو أي كمية يمكن أن تتخذ درجة من مجموعة من الدرجات المكنة..

والمتغيرات إما نوعية أو كمية. فالمتغيرات النوعية مثل الجنس والجنسية والمهنة والدين وما إليها، وحين نصنف طلاب الجامعة أو تلاميذ المدارس إلى ذكور واناث، ونصنف الأجانب المقيمين في احدى الدول إلى أمريكان ويوغوسلافيين والجليز وماليزيين، فاننا نقوم بتصنيف نوعي ولا يهم في ذلك إذا وضعنا الاناث قبل الذكور أو العكس أو وضعنا الأمريكان قبل الانجليز أو أن يحدث العكس، ونطاق على مثل هذه المتغيرات عير المنفصلة.

أما إذا كان لدينا اطوال مجوعة من طلاب الجامعة وحاولنا تصنيفهم خسب الطول، فاننا يمكن أن نرتبهم بأن طفع أطولهم في قمة الترتيب وأقصرهم في نهايته. وبذلك يكون هذا المتغير متغيراً مرتباً . كما يمكن لنا أن نسمي هذا

المتغير بالمتغير المستمر، لأنه من الممكن أن نحصل على درجات للطول لا حصر لها بين أي درجتين.

فبين الدرجتين ١٦٠ مم و١٧٠ سم قد يكون لدينا العديد من الدرجات المستمرة Continuous Grades مثل ١٦٠، ١٦١، ١٦١، ١٦٢، ١٦٢. إلخ، بل أن بين الدرجتين ١٦٠ ـ ١٦١، قد يكون لمدينا من طول ١٦٠١، الخربين المن طول ١٦٠١، الخرب الخرب

وقد يكون المتغير مرتباً وغير مستمر، فاذا حاولنا ترتيب أقسام احدى الكليات ومراحلها تبعاً لعدد الطلاب في كل منها فقد نضع في القمة أكبر الأقسام عدداً وفي النهابة أقلها عدداً، ولكن لا يمكننا أن نقول أنه يوجد في أحد الأقسام ٢/ ١٠ ٥ طالباً. وكذلك إذا حاولنا ترتيب عدد الأبناء في أسرة من الأسر، فلا يمكننا القول بأنه يوجد في هذه الأسرة ٢/ ٥ مطل، فهذا المنغير وان كان من المتغيرات المرتبة، إلا أنه متغير منفصل.

اذن يمكن تقسم المتغيرات إلى: -

- ١) متغيرات غير مرتبة ومنفصلة كالجنس والدين والجنسية والمهنة واللون
 وغيرها.
- ٢) متغيرات مرتبة ومستمرة كالطول والوزن والسن ودرجات الذكاء والدخل وغيرها.
- ٣) متغيرات مرتبة ومنفصلة كعدد الأبناء في الأمرة وعدد التلاميذ في الفصول المدرسية.

التوزيعات التكرارية

الجدولة Tabulation

لو حاول أحد المدرسين تلخيص درجات طلبة الثانوية العامة في مادة الرياضة مثلا في صبغة مفهومة، فإن هذه الدرجات إذا كان عدد الطلبة كبيراً

(٧٠٠ مثلاً أو أكثر) فانها ترصد في عدد كبير من الكشوف يستحيل على من يستعرضها أن يأخذ صورة واضحة عنها، لذا ينبغي أن يلجأ إلى وضعها في جدول واحد يوضح الصورة المطلوبة، والمثال التالي يعرض الأوزان . ٤ طالباً بالكيلوجرام ومقربة إلى أقرب كيلوجرام لنتبين كيف يمكن لنا جدولتها ومن ثم وضعها في جدول ويسمى هذا الجدول بالجدول التكراري، وهذه الدرجات نسميها عادة بالدرجات الحتام. Raw Scores وفيا يلي . ٤ درجة خام الأوزان هؤلاه الطلاب لجدولتها ==

	(أوزان ٤٠ طالباً مقربة لأقرب كيلو جرام)						
122	104	l .	177	1 £ Y 1 ¥ Y	12.	101	184 187 17A 187

خطوات عملية الجدولة

- ١) من هذه الأرقام استخرج أصغر رقم وهو (١١٩) ثم أكبر رقم وهو
 ١٧٦).
- $0 \vee = 119 177$ ثم أحسب الفروق بينهما فتكون النتيجة تساوي $0 \vee = 119 177 = 100$ وهذا الرقم يسمى المدى Range .
- ٣) وانظر ما إذا كان من الممكن تقسيم المدى إلى فئات متساوية أو أقسام متساوية نتراوح ما بين ١٢ إلى ٢٠ فئة، على أن يكون حجم الفئة به مناسباً. فيكون طول الفئة ١٥ مثلاً أو ١٠. ويغضل العلماء أن تتراوح.

عدد الفئات ما بين ١٢ إلى ٢٠ فئة، ذلك لأسباب سوف نتبينها بعد ذلك، على أن هذا لا يمنع أن يكون عددها أقل من ذلك.

ع) بعد ذلك . رتب الفئات في عامود واضعاً أصغر الفئات في نهاية العامود
 ثم اصعد مرتبا لبقية الفئات بعدها ترتبياً تصاعدياً كما يكن لنا أن نقوم
 باجراء العكس .

٥) وقد يحتاج الأمر إلى اضافة فئة أخرى في أحد نهايتي العامود أو في كليهما لادخال الأرقام المتطرفة حتى يستوعب الجدول كل الأرقام. وفي مثالنا هذا.. فإن طول الفئة سوف يكون (٥) وعدد الفئات سوف يكون (١١). ذلك بقسمة (المدى) ٥٧ ÷ ٥ (وهي طول الفئة) فيكون الناتج (١١).

ونلاحظ أن الرقم ١١٥ لا يدخل في عامود الغنات، كذلك الرقم ١٧٦، لذلك نصيف الفئة ١١٥ ـ ١١٩ في أسفل العامود حتى يمكننا ادخال الرقم ١١٥ في جدول الفئات، كما نضيف الفئة ١٧٥ ـ ١٧٩ في قمة العامود لادخال رقم ١٧٦ وبذلك سيكون لدينا ١٣ فئة.

وبعد ذلك نقوم بحصر الأرقام التي تدخل في كمل فشة إما باستخدام علامات على شكل خط أو نقطة لكل عدد أو رقم.

ونقوم بحصر هذه العلامات أمام كل فئة ونضعها في عامود نومز له بالرمز (ك) أي التكرار.

فاذا جمعنا هذه التكرارات، قاننا نحصل على العدد الكلي للدرجات التي لدينا وعددها (٤٠).

وفيا يلي تطبيق لمذه الخطوات

والجدول التالي يبين أوزان (٤٠) طالباً:

(ك) التكرار	الرموز والعلامات	(ف) الفئات
١	١	174 - 170
. 1	١	178 - 17-
٧	н	174 - 170
۳	, m	178 - 17+
٣	ш	104 - 100
هٔ	HH	108 - 10:
λ '	пі пп	164 - 160
٦	[!!!!]	111 - 11.
et	I IIII	144 - 140
, . V	1 .	188 - 180
٣	III	179 - 170
— · .	، صغو ،	171 - 171
١.	1	119 - 110
. —	,	
٤٠ .	ن =	

لاحظ ما يأتي ==

- إن لكل فئة حداً أدنى وحداً أعلى . .
- الحدود المكتوبة لكل فئة ليست هي بالضرورة الحدود الفعلية لهذه الفئة. فاذا كانت الأوزان كما في هذا المثال قد أخذت لأقرب كيلوجرام، فالحدود الفعلية للغئة ١١٥٥ ١١٩ هي ٥ر١١٤ و ٥ر١٩ لأننا أثناء القياس كان الشخص الذي نحصل على طوا لمه قمدره ١١٤٧ أو ١١٤٨ أو ١١٤٨ أو ١١٤٨ أو ١١٤٨ أو ١١٤٨ أو ٢١٤٨ أو ٢١٤٨ أو ٢١٤٨ أو ٢١٤٨ أو ٢٠٤٨ أو تغاضى عن الكسور فمن كان وزنه

- (١١٥/)كتا نعتبر وزنه (١١٥) فقط وحينئذ يكون الحد الفعلي لهذه الفئة الأدنى هو (١١٥) والحد الأعلى لها (١١٩).
- ٣) نسهولة الجدولة ووضوح الجدول فائنا لا نستخدم الحدود الفعلية للفشات
 كما في مثلنا هذا ولكن ننص في البداية على ما إذا كان القياس قدتم بعملية
 التقريب أو بالتغاضي عن الكسور وأخذ الأوزان لآخر رقم صحيح.
- 3) غن غتاج لاجراء العمليات الحسابية والاحصائية إما إلى الحد الأدنى للفئة أو ما نسميه مركز الفئة ومركز الفئة نتخذه على أنه الممثل لكل الدرجات في هذه الفئة ، فاذا أخذنا الفئة ١٤٥ ـ ١٤٩ ، نجد أنه يقع فيها ثمانية وما دمنا لا نعرف من الجدول الدرجات الفعلية لمؤلاء الثمانية فاننا نأخذ الرقم ١٤٧ الذي يمثل مركز الفئة على أنه الممثل لدرجات هؤلاء الثمانية وكأن الجميع كانت أوزانهم ١٤٧ ومن المستحسن أن تكون بداية الفئة تقبل القسمة على طول الفئة .

جدولة التكوار النسبي Tabulation of Frequency Ration

التكرار النسبي لأي فئة هو ببساطة التكرار الذي يقع في هذه الفئة مقسوماً على العدد الكلي للحالات ويتم التعبير عنه بنسبة مئوية والتكرار النسبي يغيدنا: ــ

أولاً: حين نقارن نسبة الحالات التي تقع في أجزاء التوزيع المختلفة . ثانياً: وعند مقارنة التوزيعات لمجموعات مختلفة كها أن التسبة المئوية تعطي لنا دلالة أقدر من العدد المطلق Absolute Figures .

ثَالِثاً: ﴿ وَهُو أَيْضاً لَهُ أَهُمَيْتُهُ حَيْنَ نَتَكُمُ عَنَ التَّوزِيعِ الاحتَهالِي. وَالْجِدُولِ التالي يبين التوزيع التكراري النسبي لأوزان ٤٠ طالباً: -

التوزيع النسبي ٪	(ك) التكرار	(ف) الفئات
٥ر۲	. \	174 - 170
٥ر٢	١	171 - 171
-ره ٔ	۲	174 - 170
٥ر٧	٣	178 - 17.
٥ر٧	٣	104 - 100
٥ر١٢	٥	101 - 10.
-ر۲۰	٨	184 - 180
ـر۱۵	٦	. 122 - 124
-ر١٥	٦	144 - 140
7)0	١	186 - 184
ەر∨	٣	174 - 170
ا صغر	أضكر	178 = 17+
٥ر٢	١	-111 = 110
, Zv••	1· = 0	

سان التكرار المتجمع ألصاعد للتكرارات وللنسب المثوية:

عندما نحتاج إلى بيان عدد الأفراد الذين يقعون تحت درجة أو نقطة معينة وأولئك الذين يقعون فوقها وكذلك نسبتهم المثوية، فانه يساعدنا على ذلك التكرار المتجمع الصاعد للتكرارات وللنسب المئوية لها والذي سوف نتبين فائدته عندما نقوم نجساب الوسيط والترتيب المئوي.

خطوات حساب التكرارات المتجمعة الصاعدة:..

نيباً من نهاية عامود التكرارات في توزيعنا الحالي ونجمعها على التوالي،
 وفي هذا التوزيع نقوم بجمع واحد + صفر، وهو التكرار الثاني من

اسفل، فتكون النتيجة واحد، فنضع هذا (الواحد) في عامود جديد مطلق علمه التكرار المتحمع الصاعد، وإذا أضفنا هذا المجموع إلى التكرار في الفئة الثالثه، فيكون المجموع (٤) وهذا الرقم نضيف إليه بعد ذلك تكرار الفئة الرابعة فيكون المجموع (٥)، فاذا أضفنا إليه التكرار في الفئة الخامسة يكون العدد (١١) وهكذا حتى نصل إلى آخر فئة لنصل بالعدد إلى (٤٠).

- يبين كل رقم في التكرار المتجمع الصاعد عدد الأفراد أو التكرارات تحت الحد الأدنى الفعلي للفئة التالية لها. ففي الفئة السادسة يدل الرقم (١٧) على أن هناك (١٧) طالباً أوزانهم أقل من ٥ر٤٤ وهذه هي الفئة التي تمثل الحد الأدنى للفئة التالية (١٤٥ ١٤٩) وتمثل الحد الأعلى في الوقت نفسه للفئة (١٤٥ ١٤٤).
- كها يمكن الحصول على الترتيب المئوي للمتجمع الصاعد بقسمة كل عدد في عامود التكرار المتجمع الصاعد على العدد الكلي للدرجات ، ٤ ووضع النسبة المئوية التي يتم الحصول عليها في عامود رابع وأمام كل فئة ونطلق على هذا العامود النسبة المئوية للمتجمع الصاعد.

التكرار المتجمع الصاعد للتكرارات وللنسب المثوية لأوزان 10 طالباً

النسبة المثوبة للتكوار التجيع الصاعد	التكوار المتجمع الماحد	(له) التكرار	(ف) الفئات
1 * * > _	٤٠	1	114 - 144
٥ر٧٧	T4	1 1	176 - 17.
40,-	٣٨	۲	174 - 170
417-	*1	T	178 - 17.
۵ر۸۸	77	+	104 - 100
_ر٥٧	V -	٥	108 - 10.
7170	70	٨	129 - 120

النسبة المثوية للتكوار المتجمع الصاعد	التكوار المتجمع الصاعد	(ك) التكرار	(ف) الفئات
٥, ٢٤	۱۷	7	188 - 18.
۵ر۲۷	W	٦	144 - 140
٥ر١٢	٥	١ ،	176 - 17.
-ر۱۰	٤	۳	174 - 170
٥ر٢	1	منر	176 - 17 -
٥ر٢	١	\ \	114 - 110
		ن = ٠٤	

التمثيل البياني Graphic Presentation

يكننا أن نمثل الدرجات التكرارية والتكرارات النسبية برسوم بيانية أهمها Frequency والمضلح التكراري Prequency والمضلح التكراري Polygon والمنحنى التكراري الصاعد Prequency Curve والمنحنى التكراري الصاعد

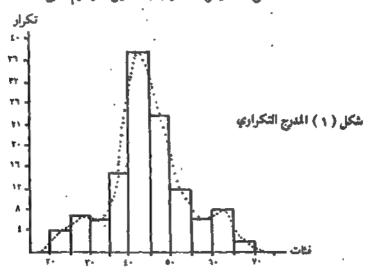
خطوات رسم المدرج التكراري Frequency Histogram خطوات

- ١) نرمم خطأ أفقياً وآخر عمودياً يلتقي في نهايته من على اليسار.
- ٢) ثم نضع الغثات على المحور الأفقي الذي نطلق عليه عادة المحور س بعد تقسيمه إلى أقسام متساوية تاركين مسافة في نهايته تساوي كل مسافة من المسافات الأخرى التي قسم إليها هذا المحور.
- ٣) نجعل المحور الرأسي الذي يطلق عليه عادة الرمز ص يمثل التكرارات في
 كل فئة أو النسب المئوية ذلك في حالة إذا ما كان الرمم سيمثل التكرار
 النسي.
- ٤) نرسم بعد ذلك خطاً أفقياً موازياً للمسافة التي تمثلها الفئة على المحور
 الأفقى عند النكرار في هذه الفئة كما يتبين على المحور الرأسي ثم نسقط

أعمدة من نهاية الخطوط الأفقية التي قمنا برسمها لتلتقي بحدود الفئات. فهذا يعطينا المدرج التكراري المطلوب.

نلاحظ أن كل عمود يمثل مساحة هذه المساحة تمثل جزء من المساحة الكلية تمثل وحدة أي واحد صحيح بالتالي مساحة كل عمود تمثل نسبة من هذه الوحدة.

يلاحظ أن الأعمدة التي أسقطها ستكون مشتركة كحدود فأصلة بين كل فئة وأخرى أي أن الرسم سيكون في شكل أعمدة ملتصقة ومشتركة بين الفئات المتلاصقة . على أن يمثل التكرار عستطيل مرسوم على الفئة كلها ...

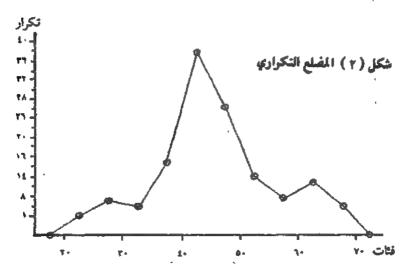


خطوات رمم المضلع النكراري Prequency Polygon

- ا نرسم المحورين س، ص ونجعل المحور الأفقي وس وللمغات والمحور الأوامي وص للتكرارات وذلك بنفس الطريقة التي سبق شرحها في رسم المدرج التكراري.
- ٢) غنل للتكرارات بنقطة أو بعلامات « X » نضعها مباشرة فوق مركز
 الفئات وعند النقطة التي تمثل مراكز هذه "فئات.

- ٣) نقوم بتوصيل هذه النقط أو العلامات بخطوط مستقيمة فينشأ لدينا
 مضلع تكراري.
- ٤) وحتى يتم استكال المضلع نوصل النقيط التي تمشل التكرار في الفئتين
 المتطرفتين إلى منتصف المسافة التي تركناها على كل طرف من أطراف
 المحور (س).
- وبلي هذا مضلع تكراري رسم على المدرج التكراري السابق بعد رسم أعمدته منقوطة لنبين الفرق بين الاثنين.
- ٥) ويلاحظ من الرمم أن مساحة المضلع التكراري Polygon تساوي مساحة المدرج التكراري Histogram .

والرسم التالي يمثل مضلع تكراري الأوزان 10 طالباً: -

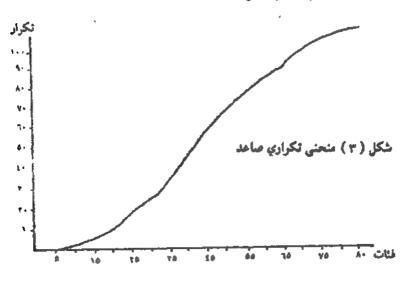


المنحنى الصاعد

نتوصل إلى الحصول على المنحنيات الصناعدة بناستخدام التكسوارات المتجمعة الصاعدة للدرجات الخام أو للنسب المئوية والتي سبق أن شرحنا كيفية التوصل إليها.

خطوات رمم المنحني الصاعد:-

- استقوم يرسم المحورين س، ص كما في المدرج التكراري والمصلم التكراري بحيث عثل المحور الأفقي «س» فئات الدرجات وعشل المحور «ص» التكرارات الصاعدة.
- إن هذا النوع من الرسوم البيانية نضع النقط التي تمثل التكرارات في نهاية الفئة بدلاً من مسركيز الفئية كها في المضليع التكروري وهذا من الاختلافات الهامة بين الرسمين بالاضافة إلى اختلاف ما يمثله المحور وص، في كلا الرسمين، ذلك أنه في المنحنى الصاعد يمثل التكرارات الصاعدة كها سبق القول

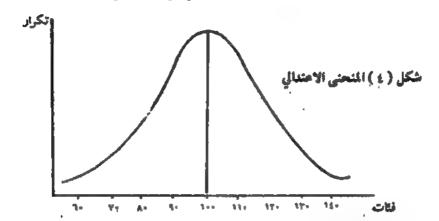


الأنواع الأخرى للمنحنيات

١) النحنى الاعتدالي Normal curve

ويسمى المنحنى الاعتدالي أو المنحنى الجزئي او المنحبي العرصي أو المنحنى الاحتالي، ويتميز هذا المنحنى في شكله بالسيمرية أي أننا إذا أسقطنا عمودا من قمته إلى قاعدته فانه بقسمه قسمين متساويين ينطبقان

على بعضها تمام الانطباق وهذا التوزيع المشالي تسوزيع فسرضي لأنسا نفترض أننا إذا اخترنا أية بجوعة بطريقة عشوائية من جهسور كبير وطبقنا على أفراده أي اختبار فلا بد أن تتوزع الدرجات على هذا الشكل، بمعنى أنسا نفترض أن السبات المختلفة أو القسدرات أو الاستعدادات والتي يمكن قياسها توزع بين الأفراد جبعاً في هذا الشكل، ونظراً لما لهذا المنحنى من أهمية في علم الاحصاء وفي علم النفس، لذلك سوف نتناوله بعد قليل بشيء من التفصيل، ونورد فها يلي رسماً يبين شكل هذا المنحنى ويلاحظ أن لهذا المنحنى قمة واحدة، ذلك لأن فئة من فئاته تتوافر فيها التكرارات أكثر من أي فئة أخرى.



٢) المنحنيات الملتوية ...

كثيراً ما ينتج لدينا بعد توزيع الدرجات منحنى ذو قمة واحدة ولكنه ملتوي عيناً أو يساراً أي أن الفئة التي تتواتر فيها التكرارات أكثر من غيرها تميل ناحبة الدرجات المرتفعة ويكون الالتواء إلى اليمين أو تميل ناحبة الدرجات المنخفضة ويكون الالتواء إلى اليسار وفي الحالة الأولى نسمي المنحنى منحنى ملتوي سلبياً وفي الحالة الثانية نسميه منحنى ملتو أيجابياً. وسوف نتبين معنى ذلك في شُرُّحنا للمقاييس التي تسمى عقاييس النزعة المركزية والشكلان المتشافيان عمثلان منحنين ملتويين

أحدهما ملتوياً التواءاً سلبياً والآخر ملتوياً التواءاً ايجابياً.



شكل (٥) الالتواء الموجب والالتواء السالب

٣) المنحنيات ذات القمتين:-

قد ينتهي التوزيع بنا إلى الحصول على رسم بياني في شكل منحنى ذي قمتين أي توجد فيه فئتان يتواتر فيها التكرار أكثر من غيرها من الفئات كما قد يكون هناك في بعض التوزيعات أكثر من قمتين.

= : Smoothing of the curves عهيد المنحنيات

في المضلع التكراري وفي المنحنى الصاعد نلاحظ أنه نتيجة لتوصيل النقط التي تمثل التكرارات بخطوط أن المنحنى ليست فيه تسوية أي أنه ليس ممهداً فإما أن تم التسوية والتمهيد باليد أو بالطريقة التي يطلق عليها طريقة المتوسط للتحرك Moving average or Runing average

خطوات تمهيد المنحنيات:

نحصل على الدرجة الممهدة للفئة بأن نجمع تكرارات هده الفئة على نكرارات الفئة اللاحقة والسابق ونقسم الناتج على ٣ وفي توزيعنا السابق هي صفر + 1+ صفر = ١ مقسوماً على ٣ = ٣ر ـ تقريباً.

فاذا أخذنا الفئة التي تليها وتكرارها صفر ويسبقها ١ ويليها ٣ يكون المجموع ٤ بقسمة ٤ على ٣ يكون الناتج مساوياً ٣ر١ ونستمر في هذه العملية. فاذا حاولنا التمثيل بيانيا للدرجات التي نحصل عليها فان الرسم الناتج يكون عمهداً.

وفيا يلي الدرجات الممهدة للتوزيع التكراري لأوزان ٤٠ طالباً -

التكرارات المهدة	(ك) التكرار	الفئات
-51		174 - 170
٤ر١	1	178 - 17.
–د۲	۲	174 - 170
דכש	٣ -	175 - 17.
דכיז	٣	101 - 100
۳ره	٥	101 - 10-
۳ر٦	A	101 - 110
–ر ۳	٦	125 - 12+
۳ر٤	٦	179 - 170
۳۲۳	1	186 - 184
۳ر۱	٣	144 - 140
۳ر۱	مبغر	175 - 17+
۳ر—	1	111 - 110



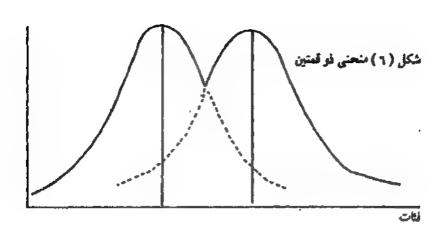
الفصل الثاني

مقاييس النزعة المركزية Central Tendency Measures

الدرجة التي يحصل عليها الفرد في اختبار للذكاء أو التحصيل الدراسي أو اختبار نفسي آخر هي درجة خام لا قيمة لها إذا لم تكن تبين أن هذا الفرد متوسط أو أقل من المتوسط أو فوق المتوسط أو ممتاز والمحك Criterion الذي يعطي ننا هذه الدلالة هو ما نطلق عليه كلمة معيار Norm، فالمعيار إنما هو مستوى قياسي نرجع له لفهم دلالة الدرجة التي يحصل عليها الفرد في أي اختبار، لذلك فالاختبارات التي لا معايير لها لا تكون لها قيمة، ولهذا فان الاخصائيين يهتمون بمقارنة أي درجة يحصل عليها الفرد سواء أكانت تدل على طوله أو وزنه أو هي درجته في اختبار نفسي بدرجة مرجعية حتى تكون لهذه الدرجة الخام معنى، ولقد تبين أن الدرجات تتمركز حول درجات وصفية أو درجات قياسية أو قيم مركزية هي المتوسط الحسابي Arithmetic Mean والوسيط المسافية المنوال Mode، فاذا كانت لدى الدرجة التي حصل عليها الفرد (أي فرد) في مادة الرياضة مثلاً، وكان لدي أيضاً متوسط درجات زملائه في هذه المادة، فانني أستطيع أن أحكم عما إذا كانت درجته هذه متوسطة أو فوق المتوسطة أو أقل من المتوسطة،

والمتوسط لا يكون له أي معنى إذا لم يكن هؤلاء الأفراد الذين تقارن درجاتهم متجانسين لا يراعى فيهم انتقاء معين، كما ينبغي أن يكونوا من سن واحدة وجنس واحد ولغة واحدة وسلالة واحدة.

وإذا حاولنا معرفة متوسط السن في بلد كالولايات الأميركية تتعدد فيه



الأجناس والطبقات، وبالتالي اللغات (هنود حر — زنوج — يهود — مهاجرون من بلاد الكتلة الشرقية والكتلة الغربية ومن البلاد النامية) فانه ينبغي علينا اختبار عبنة ممثلة لكل عناصر هذا المجتمع بنسب متساوية لأعدادها الحقيقية، ولسنا في حاجة إلى حصر كل أفراد هذه الفئات للحصول على المتوسط الذي نريده، إنما يقتصر عملنا على عينة مكونة من ٣٠ أو ٥٠ فردة أو يزيد يختارون بطريقة عشوائية Randomly، ولكي نحدد العدد المناسب الذي نزيد يختاره لتكوين عبنة ممثلة، فإن المنحنى الاعتدالي يمكن أن يساعدنا في هذا الصدد، فإذا رسمنا رسماً بيانياً يمثل محوره الأفقي متغير السن والمحور الرأسي عدد الأفراد، فإذا أعطى لنا هذا الرسم شكل المنحنى الاعتدالي أو كان قريباً من المنحنى الاعتدالي أو كان قريباً من المنحنى الاعتدالي، فإن هذا يعني أن عدد أفراد العينة الذي اخترناه يكون عدداً كافياً، وإذا كان الرسم الذي حصلنا عليه بعيداً عن المنحنى الاعتدالي، فإن نزيد من عدد أفراد عينتنا...

المتوسط الحسابي Arithmetic Mean

 فمن المكن استخراج المتوسط الحسابي بجمع هذه الدرجات كلها وقسمة الناتج على العدد (٣١) وبهذا نحصل على المتوسط المطلوب ولكن نلاحظ هنا أن الرقم الواحد يتكرر أكثر من مرة لذلك فليس من الضروري أن نجمع الرقم ١٣ مرتين والرقم ١١ خس مرات والرقم ١٠ أربع مرات، وإنما من السهل علنا أن نسير تبعاً للخطوات التالية: -

- .. نرتب الدرجات تنازلياً ونضعها في عامود نطلق عليه الرمز (س)
- ي ثم نكتب تكرار كل درجة أمامها في عامود ثان نرمز له بالرمز (ك) أي التكرار.
- _ وبعد ذلك نضرب كل درجة في التكرار المقابل لما ونضع الناتج في عامود نيمز له بالرمز (س ك).
- م نجمع الدرجات في العامود (س ك) ونقسم الناتج على عدد التكرارات (٣١) وبذلك نحصل على المتوسط الحسابي المطلوب.

ونلاحظ أننا قد استخدمنا الرموز، فكان الرمز (س) يدل على أي درجة والرمز (ك) يدل على التكرار، والرمز (س ك) يدل على ناتج ضرب س أي قيمة أي درجة في تكرارها (ك) وان (مج س ك) وهو مجموع الدرجات الناتجة عن ضرب (س × ك) أي أن (مجه) تعني المجموع، والرمز (ن) يدل على مجموع أفراد العينة.

لذلك، فإن المتوسط سوف نرمز له بالرمز (سَ) وتكون المعادلة التالية $\bar{w} = \frac{p_+ - m}{m}$

س ك	ك	س
17	٧	14
7 £	۲	17
00	٥	11
٤٠	٤	١٠
0 %	٦	٩

77	٤	٨
YA	٤	٧
17	۲	٦
١.	۲	٥
مجہ س ك ۲۸۱	41.9	

اذن س تسلوي (
$$\frac{عِه س ك}{\dot{v}}$$
) = $\frac{r \wedge 1}{r \cdot 1}$

استخراج المتوسط الحسابي باستخدام مركز الفثة: -

- نوزع الدرجات توزيعا تكراريا
- نكتب مركز الفئة امام كل فئة في عامود ثالث ونرمز له بالرمز (س).
- بعد ذلك نفرب مركز كل فئة في تكرارها ونضع الناتج في عامود جديد نرمز له بالرمز (س ك).
- م نجمع الارقام في هذا العامود ونقسمها على العدد الكلي أي عدد افراد العينة أي على (ن). ولو استخدمنا المثال السابق اعطاؤه والخاص باوزان العلاب البالغ عددهم (٤٠)، فاننا نتبع ما يلي:

ك س (التكسوار × مسركسز الفئات)	س (مركز الفشات)	ك التكرار	الفئات
177	177	١	174 - 170
۱۷۲	١٧٢	1	175 - 17
771	177	٣	174 - 170
5.43	177 -	٣	178 - 17.
£XI	104	٣	104 - 100
γ٦٠	101	٥	108 - 10.

ك س (المتكوار × مركز الفئات)	س (مركز الفيّات)	ك (التكرار)	الفثات
1177	127	٨	124 - 120
AOY	1127	; 1	120 - 12.
ATT	177	i	144 - 140
177	177 .	١	188 - 180
TAY	177	٣	174 - 170
صفر	177	صقر .	176 - 17.
117	117	١ ١	114 - 110
مجدك س == ۵۸۸۰		ن = ن	

حساب المتوسط باستخدام متوسط فرضيء

نضطر احيانا في الطريقة السابقة ان نتناول ارقاما كبيرة، بما يجعل عملية الضرب في مركز الفئة كسرا عشريا كما يعدث في كثير من الاحيان، لذا يضبع استخدام طريقة المتوسط الفرضي، فاذا اردت على سبيل المثال ان اقيس اطوال فريق كرة الطاولة الخاص بكلية الآداب والبالغ عددهم (٩) افراد، فانه ينبغي ان يجري قياسهم من اعلى الرأس إلى اخص القدم، ولكن تصادف أن وقف أول لاعب أمام قاعدة خشبية ارتفاعها متر واحد فقست طوله من بداية هذه المائدة حتى قمة رأسه، ثم الوالى قياس اطوال اللاعبين الآخرين على هذا النحو، فكانت اطوال اعضاء الفريق هذا على النحو التالي:

٥١ سم ، 19 سم ، ٦٠ سم ، ٦٥ سم ، ٤٨ سم ، ٥٧ سم ، ٥٧ سم ، ٦٣ سم ، ٥٢ سم ، ٥٢ سم ، ٦٣ سم ، ٥٤ سم ، ٥٤ سم ، ٥٤ سم ، ونلاحظ ان هذه الاطوال الحتيقية عي هذه الارقام مضافاً إليها ارتفاع القاعدة الخشبية (أي المتر) فالاطوال الحتيقية

على النحوالتالي: ١٥١ سم، ١٤٩ سم، ١٥٥ سم، ١٦٠ سم، ١٦٥ سم، ١٤٨ سم، ١٥٢ سم، ١٥٧ سم، ١٦٢ سم.

وهذه الاطوال هي نفسها لو انني قمت بقياس هؤلاء اللاعبين دون ادخال ارتفاع قاعدة خشبية ، أي لو انني قمت بقياسهم مباشرة من قمة رأسهم إلى اخمص اقدامهم .

اذن فان المتوسط = $\frac{1799}{9}$ = 100,5 سم

في المثال الاسبق لاوزان الطلاب نختار الفئة ١٤٥ سـ ١٤٩ والتي مركزها (١٤٧) وسيكون هذا الرقم هو المتوسط الفردي، ولقد تأتي هذا بعد أن:

١ _ بوزع الدرجات في توزيع تكراري

- ٢ _ ونختار فئة من الفئات، ويحسن ان تكون وسط التوزيع، ونأخذ مركز
 هذه الغئة ونجعله المتوسط الفردي (وهذا ما سبق ان حددناه).
- ٣ .. ثم نحسب الحراف كل فئة عن الغئة التي يقع فيها المتوسط الفردي من ناحية عدد الخطوات التي تبتعد فيها عن الغئة المختارة ونضع الحراف كل فئة في عامود نميزه بالرمز (حَ) اي الالحراف، وسيكون الحراف الغئة التي اتخذت كمتوسط فردى تساوى (صغر) بينا سيكون الحراف الفئة التي تعلوها خطوة واحدة بالزائد، والغئة التي تليها خطوة بالناقص، ذلك ان الغئات تصعد الى اعلى.
- نا له بعد ذلك نحسب انحراف كل فئة بضرب التكرار في الانحراف اي (ك له عمود رابع نومز له بالرمز (ك حَ). \times
- ونجمم الارقام في هذا العمود (ك ح)، ونلاحظ ان الفتات الاعلى فوق
 الفئة التي اتخذت كمتوسط فردي ستكون علاماتهم جميعا بالزائد، بينا
 الفئات الاسفل منها ستكون علاماتها جميعا بالناقص.

ويمكن لنا الحصول على مركز الفئة بجمع الحد الادنى للفئة والحد الادنى

للفئة التي بعدها، اي ١٤٥ + ١٤٥ وقسمت المجموع على (٢) فيكون = 150 + 150 أو اضافة تصف (١/٢) مدى الفئة الى حدها الادنى اي = 150 + 100 المنافة تصف (١/٢) مدى الفئة الى حدها الادنى اي

واليك الجدول التكراري التالي لحساب المتوسط باستخدام متوسط فرض لاوزان ٤٠ طالباً ـ

التكوار 🗴 الاغواف (ك ح)	الاغواف (ح)	التكرار (ك)	الفئات (ف)
7 +	7 +	1	144 - 140
ه ۱	٥ +	١	175 - 17 -
λ +	٤ +	۲	174 - 170
4 +	۳ +	٣	178 - 17.
٦ +	۲ +	٣	104 - 100
o +	١ +	۵ '	101 - 10-
صفر 🕂 ۳۹	مقو	٨	164 - 160
		فثة المتومط الغرضي	
٦ -	١ - '	٦	125 - 12.
14 -	۲ –	٦	144 - 140
٣ -	٣ -	١	178 - 17.
17 -	٤ -	۳ .	174 - 170
صغر	٥ _	صفر	176 -17.
٦ -	٦ -	١ ،	19 - 110
۸ -			,
W4 -			
مجے = + ۳۹ - ۳۹ = صفر		مجدك = (٤٠)	

اذن المتوسط يساوي ١٤٧ + صغر \times 0 \times 1٤٧ اذن المتوسط يساوي ١٤٧ المئة \times جموع \times طول المغثة أي أن المتوسط \times مركز المئة الصفرية \times كول المغثة \times

حساب المتوسط الحسابي في حالة القيم المتقطعة Discrete values

لا تختلف طريقة المتوسط الحسابي في هذه الحالة عنها في حالة القيم المتصلة ، إلا في عدم وجود الفئات ، وعلى ذلك نتخذ القيمة المعطاة لنا بدلا من مركز الفئة ، كما نعتبر مدى الفئة (١).

والجدول التالي يوضح لنا توزيع عدد الابناء في ١٠٠ عائلة بنـ

التكوار × الإغواف ك × ح	الانحراف ح	عدد العائلات	عدد الأبناء في المائلة
17 -	£ -	٣	صغر
71 -	٣ -	V	١ ،
***	. Y =	333	۲
18	١ -	11	۳
صفو	مغر	T	[1]
١٦	1,+	17	0
78	۲ +	14	٦
41	۴+	٧.	٧
٧.	٤+	٠. ٥.	٨
10	8 +	* **	4
١٢	7 +	۲	١.
برك ح/== / برك م مرك م مرك م مرك م	بحدك=١٠٠		

 $2,79 = \frac{79}{100} + 2 = 4$

تمارين

تمرين (١):

طبق اختبار على عينه مكونة من ٢٠٠ طالب وكانت درجاتهم على النحو التــــالى: ١٠٤، ١٠٨، ١١٢، ١٣٧، ١٣٨، ١٣١، ١٣٨، ١٣٨، VII. AII. 771. 2.1. A.I. .31. VII. ATI. 271. 0715 A115 K.15 2.11 FT13 YT13 3.15 A.13 A.13 111, 271, 771, 771, 711; 371, 011, -21, 771, 111, 771, 711, 071, 011, 771, P11, A71, P71, 4117 6184 61194187 6118 6118 6113 6186 6118 0712 1712 2112 VY12 0112 7712 2712 V114 A114 0113 1713 1713 1713 0713 1113 1173 1773 0113 . 176 . 179 . 178 . 179 . 177 . 179 . 119 . 119 . 179 1112 - 1112 - 1112 - 1112 - 1112 - 1112 - 1112 - 1114 . 177 . 171 . 171 . 171 . 171 . 171 . 171 . 171 . 171 . . 177 . 177 . 174 . 117 . 170 . 177 . 177 . 177 . 171 171 . 177 . 171 . 177 . 17 . 177 . 177 . 177 . 177 . 177 . 771, P71, A71, 271, 671, 671, 271, 271, 671, 1713 A113 1713 7713 7713 7713 4713 A174 A173 A173 . 14 . . 171 . 171 . 171 . 171 . 171 . 171 . 171 . 171 171 271 a 271 a 071 a 171 a 171 a 171 a 271 a 271 a . 170 . 17. . 171 . 171 . 171 . 177 . 177 . 177 . 177

. 177 (171) (171) (17)

المطلوب:

استخراج المتوسط الحسابي بالطريقة المختصرة مع ذكر كل الخطوات التي قمت بها للحصول على هذا المتوسط.

غرين (٢):

التوزيع التكراري التالي لدرجات بجموعة من الطلاب عددهم ١٠٠ طالب تقدموا لامتحان النقل في احدى المدارس.

النكوار	الفئات
١	ii - i·
£.	19 - 10
۱۳	02 - 0.
۱۷	04 - 00
71	18 - 11
١٨	71 - 70
10	V£ - V+
٧	Y1 - Y0
٣ .	A1 - A+
1 .	A4 - A0

المطلوب:

١ ... حساب المتوسط الحسابي عن طريق المتوسط الفرضي .

٣ ـ ايجاد مركز الغثات

٣ ... ايجاد التكرارات المهدة.

تمرين (٣): التوزيع التالي بين درجات مجموعة من الطلاب يبلغ عددهم ٢٠٠ طالب،

التكرار	موكز الفئات
١	17
۴	٧٠
٥	Y£
١٤	YA '
**	**
70.	. 17
12	٤٠
* *	ii
40	£A
**	70
٧	٥٦
۲	1.
١.	11

الطلوب:

١ ـ ايجاد الفئات بعدها الاعلى والادنى

٢ ـ رمم المضلع التكراري

٣ ـ ايجأد التكرّار المتجمع الصاعد.

قرين (£): ·

أعطيت لك تقديرات ٢٠ طَالبًا، وكانت كالآتي:

جيد _ ضعيف _ متاز _ جيد جدا _ ضعيف _ مقبول _ جيد _ جيد _

مقبول _ جيد _ جيد جدا _ مقبول _ مقبول _ ضعيف _ مقبول _ مقبول _ جيد جدا _ مقبول _ مقبول _ جيد.

المطلوب:

١ ــ وضعها في جدول مناسب، مع ذكر كل الخطوات التي قمت بها.

۲ ... رسم مضلع تكراري لهذه التقديرات

غرين (٥)؛

لدينا عشرون إسره افرادها على النحو التالي:

المطلوب:

۱ _ وضعهم في جدول تكراري Frequency Table _ ۱

۲ ـ رسم مدرج تکراري

تمرين (٦):

حصلت ٥٥ عاملة على الدرجات الآتية في امتحان محو الامية:

TO TY 10' 11 17' 1' WE 17 ۳.

T. TT T. TO - Y+ A TY 17

71 27 13 71 17 17 ۳.

17 .T. TY 14 . 4. 45 77 . .

7. 77 44 .17 77 11 1 1 77 11 ١Ý

17 ٧. - 41 77 44 22 11 77

> 21 70

المطلوب:

١ _ استخراج المتوسط الحسابي على أن يكن طول الفئة (٣)

- ٢ _ رسم مربع تكراري لهذه الدرجات
- ٣ _ استخراج التكرار المتجمع الصاعد ورسم المنحني المناسب له.
 - ٤ _ استخراج التكرار المتجمع النازل ورسم المنحني المناسب له .

الوسيط Median

الوسيط هو القيمة التي تكون نصف القيم على الاقل، أصغو منها او مساوية لها، وكذلك نصف القيم على الاقل اكبر منها او مساوية لها واذا كان لدينا قيم رتبت تنازليا أو تصاعديا تكون لدينا حالتان: ١ _ اذا كان التكوار الكلي زوجيا فرديا تكون القيمة الوسطى هي الوسيط. ٢ _ اذا كان التكوار الكلي زوجيا فان الوسيط يأخذ على انه نصف مجموع القيمتين الوسطيين. فعلى سبيل المثال اذا كان لدينا اطوال (٩) من الطلبة وهي ١٦٥، ١٧٠، ١٦٤، ١٧٠، ١٧٢، الامرا الوسيسط لهذه الإطوال فنقوم بترتيب القيم ترتيبا نصاعديا او ترتيبا تنازليا فنحصل على الآتي: ١٦٣ - ١٦٤ - ١٦٥ - ١٦٠ - ١٦٠ - ١٧٠ - ١٧٢ - ١٧٢ منه واربع اطوال اكبر منه.

بمعنى آخر، اذا كان لدينا(ن) من القيم، وكانت (ن) عددا فرديا، فان الوسيط هو القيمة التي ترتيبها $\frac{1+1}{7}$ اذا ما رتبنا القيم ترتيبا تصاعديا او تنازليا.

أما في حالة ان يكون عدد القيم لدينا زوجيا، فان التعريف السابق لا يصلح، اذ انه لا يوجد في هذه الحالمة قيمة وسطسى، بـل اننـا نجد قيمتين وسيطتين، فاذا كان لدينا دخل عشر اسر على النحو التالي:

 وعلى ذلك يمكن اعتبار الوسيط هو القيمة الواقعة بين 77, 77 والوسيط في مذه الحالة $\frac{7A+7V}{V}$ دلك على اعتبار انه في حالة ما اذا كانت عدد القيم تروجية ، فإن الوسيط يكون متوسط القيمتين الوسطين .

وعلى ذلك يمكن ان نعطي تعريفا للوسيط هو انه القيمة التي يكون ٥٠٪ على الاقل من القيم على الاقل من القيم اكبر منها أو مساوية لها ، وكذلك ٥٠٪ على الاقل من القيم اكبر منها أو مساوية لها .

كيف نقوم بحساب الوسيط من توزيع تكراري؟

غساب قيمة الوسيط من جدول تكراري تساوي فيه مجموع التكرارات (ن) نأخذ ترتيب الوسيط وهو في بصرف النظر عها اذا كانت (ن) فردية او زوجية ونكون جدول تكراري متجمع (صاعد او نازل) وبه يمكن معرفة قيمة الوسيط، وسنفرض ان القيم هنا في الفئة التي يقع فيها الوسيط تتوزع على ابعاد منتظمة داخل الفئة، والجدول التالي يبين درجات ١٠٠ طالب في امتحان للغة العربية:

التكرار (ك)	الفئات (ف) `
٣	76 - 7.
۸ .	04 - 00
14	01 - 0.
10 -	24 - 20
۲٠	11 - 1.
17	79 - 70
	7° A 10° 10° T •

التكوار المتجمع الصاعد	التكرار (ك)	الفئات (ف)
40	١٣	71 - T.
١٢	٩	49 - 4
η	٠ ٣	٣ - ٢٠
	مجدك ١٠٠	

فرتبة الوسيط هنا هو القيمة التي ترتيبها ﴿ إِنَّ اللَّهِ مِنْ اللَّهِ اللَّهِ عَلَى هِي قيمة الدرجة التي عدد التلاميذ الذين يحصلون على درجة اقل منه (اي من قيمة الوسيط) وهي تساوي عدد التلاميذ الذين يحصلون على درجات اكبر منه تساوي (٥٠) ولكننا نعرف ان هناك ثلاثة تلاميذ يحصلون على درجات اقل من ٢٥ درجة ، و ٤١ طالب يحصلون على اقل من ٤٠ درجة ، و ٦١ تلميذ يحصلون على درجات اقل من ٤٥ درجة، وعلى ذلك فان الدرجة التي يحصل على اقل منها خمسون طالبا لا بد ان تقع في فئة الدرجة (٤٠ ــ) وتعرف هَذه الفئة باللفئة الوسطية، والتكرارات الاصيلة المناظرة لهذه الفئة هي (٢٠) اي ان هناك (٢٠)طمالباً يحصلون على درجات تنحصر بين (٤٠) درجة الى اقل من (٤) درجة ، ولما كان هناك ١٤ طالباً يحصلون على درجات اقل من ١٤ درجة، فانه لا يزال هناك ٩ من الطلاب في هذه الفئة تقل درجاتهم على الوسيط. وهم ذوي اقل (٩) درجات في الفئة الوسيطية، واذا فرضنا أن القيم موزعة بانتظام في هذه الفئة بمعنى ان ٣٠ طالبا يحصلون على درجات تبعد بعضها عن بعض بمسافات متساوية هاخل الفئة ، ما بين ٤٠ درجة الى اقل من ٤٥٠ درجة ، فان الافراد ۾ الاول پحتلون طولا من الفئة يساوي ٦٠ من طول الفئة وهي تساوي ۵، اي تساوي 🚣 × ۵ = ۲٫۲۵ درجة .

وقيمة الوسيط = الحد الادنى للفئة + طول جزء الفئة الذي تحتلمه المفردات التسعة الاوليات = ١٠ + ٢,٢٥ = ٤٢,٢٥ دن، فلكى نقوم بحساب الوسيط من جدول تكراري نتبع ما يأتي:

۱ ـ نكون جدول تكراري متجمع (صاعد او نازل)

٢ .. نحدد الفئة الوسيطية ونعين التكرار المتجمع السابق للفئة الوسيطية

٣ - نحسب الوسيط باستخدام، الوسيط = الحد الادنى للفئة الوسيطية. +

(ترتيب الوسيط - التكراري المتجمع الصاعد السابق للغثة الوسيطية) التكراري الاصلي للغثة الوسيطية X طول الغثة.

واذا اخذنا المثال الحاص بوزن ٤٠ طالب السابق عرضه فاننا نصل الى الوسيط على النحو التالي:

 $= \circ \times^{\xi} \frac{1-0}{1-0} + \xi$

التكرار المنجمع العباعد	التكوار	الفئات
£.•	١	144 - 140
74	١	175 . 17.
474		179 - 170
۳٦.	٣ -	176 - 17.
۳۳	٣	109 - 100
٣٠	٥	101 - 10.
٣٠ .		184 - 180
40	٨ الغنة الوسيطية	129 - 120
١٧	٦ التكرار المتجمع	121 - 121
	السابق للغئة الوسيطية	
11	٦	189 - 180
٥	١	178 - 17.
Ĺ	٣	114 - 170
1	صفر	112 - 17.

التكوار المتجمع الصاعد	التكوار	الفئات
1	ا ا	119 - 110

+ ۱۱۵ = . مرطبقا لما تقدم فان الوسيط يساوي ۱۱۵ + $\frac{\pi}{\lambda}$ × م = ۱۱۵ + ۱۱۹ + ۱۱۹ + ۱۱۹ + ۱۱۹۹ .

او ان نعرضها بصورة القانون السابق فتساوي: $X^{1}Y^{-1}$ + ۱٤٥ $X^{1}Y^{-2}$ ۱٤٥

المنوال Mode

المنوال هو القيمة التي تكرر اكثر من غيرها اي هي القيمة الاكبر تكرارا، وعلى ذلك فانه يقع في الفئة ذات اكبر تكرار، ونعرف هذه الفئة بالفئة المنوالية، فاذا كان لدينا توزيع تقديرات ١٠٠ طالب في احد مواد الامتحان ممتاز (٧) جيد جدا (١٣)، جيد (٢٧) مقبول ٤٠، صعيف (٨)، فان المنوال هنا هو تقدير (مقبول) ذلك لاته يمثل تقدير اكبر عدد من الطلبة.

ركانت هناك درجات لعشرة طلاب في احدى المواد الدراسية، وكانت على النحسو التسالي، ٣٦ - ٣٥ - ٣١ - ٣١ - ٣١ - ٣٦ - ٣٦ - ٣٢ - ٣٢ - ٣٢ منا هو الرقم ٣٣، ذلك انها هي الدرجة الاكثر تواترا اي تكوارا.

ولدينا بجموعة درجات (٩) تلاميذ كانت على الوجه التالي: ٢٥ - ٢٥ - ٢٨ - ٢٨ والمطلوب ايجاد ٢١ - ٢٨ - ٢٨ والمطلوب ايجاد المنوال، هنا لا نجد اي درجة تتكرر وعلى ذلك فان هذه المجموعة لا منوال لها.

وقد نجد في بعض التوزيعات أن المكرار يرتفع الى قمة ثم ينخفض أانية،

ولكنه يعود الى الارتفاع الى قمة اخرى، وعلى ذلك فان هذا التوزيع يكون له اكثر من منوال.

ويمكن حساب المنوال من توزيع تكراري، ذلك انه في حالة وجود توريع تكراري لدينا، فإن المنوال هو مركز الفئة المنوالية التي يسوجد فيها اعلى تكرار، ففي مثال اوزان الطلاب البالغ عددهم اربعين طالباً، فإن اعلى تكرار وهو للفئة ١٤٥ سـ ١٤٩، والتي مركزها هو ١٤٧، وهذه الدرجة هي درجة المنوال، اي إن المنوال هنا باختصار انحا يمثل القيمة الاكثر شيوعا وهي القيمة التي تناظر قمة المنحنى الذي يمثل التوزيع التكراري.

على ان نلاحظ ان هناك طرقا مختلفة لحساب المنوال، على ان هذه الطرق المختلفة تعطي نتائج مختلفة، والسبب في ذلك برجع الى ان هذه الطرق تقريبية وتختلف عن بعضها في درجة الدقة وفي التقريب.

أ .. ايجاد الوسيط بومم المنحنى المتجمع الصاعد أو النازل:

يمكن لنا ايجاد قيمة الوسيط برسم المنحنى المتجمع الصاعد بتعين النقطة لل على المحور الرأسي، من هذه النقطة نرسم مستقيا أفقيا يقطع المنحنى يونقطة نسقط منها عمودا على المحور الأفقي فيقابله في نقطة تكون هي الوسيط. وبالمثل يمكن لنا ان نحصل على نفس القيمة باستخدام المنحنى التكراري المنجمع النازل (انظر الرسم رقم ١).

ب - ايجاد الوسيط بالرمم من المنحنى المتجمع الصاعد والمتجمع النازل:

ومن الممكن أيضا اذا رسمنا المنحنيين الصاعد والنازن على نفس المحاور فانه يمكن لنا تعيين قيمة الوسيط وهو يساوي الاحداثي الأفقي لنقطة تقاطع المنحنيين فاذا نحن اسقطنا عمودا من نقطة تقاطعها على المحور الافتي، فانه يقطعه في نقطة (م) ويكون البعد (م) هو الوسيط.

واذا رجعنا الى الجدول الخاص بدرِجّات (١٠٠) طالب في امتحان اللغة العربية والتي كان توزيعها على النحو التالي بتكراريها المتجمع الصاعد والنازل:

التكرار المتجمع النازل	التكرار المتجمع الصاعد	التكوار ك	ف الفئات
٣	1	٣	72 - 7.
11	44	λ	09 - 00
7 £	A 4	14	01 - 0.
79	۲V	10	£4 - £0
٥٩	31	٧.	££ _ £.
Y0	٤١	17	T4 - T0
۸۸	· Yo	14	۳٤ - ٣٠
47	14		Y4 - Y0
1	٣	"	71 - 7.

فانه يمكن لنا عن طريق الرسم الحصول على الوسيط والرسم التالي يوضح كيفية ايجاد الوسيط:

- ١ ـ نرسم المحور الافقي وهذا يمثل الفئات والمحور الرأسي يمثل التكرار
 د ت ،
- ٢ ــ نسقط عمود من نقطة نقاطعيها على المحور الافقي فيقطعه في نقطة (م)
 وهذه النقطة هي الوسيط وهو هنا يساوي (٤٢) درجة . (انظر الرسم رقم ١)

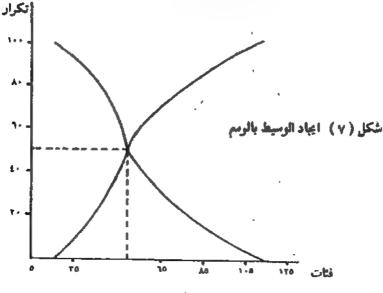
حساب المنوال بالرسم من التكرار المهد

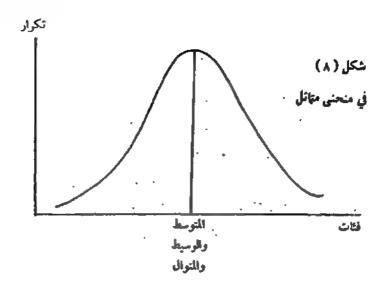
نرسم المنحنى التكواري الممهد للتوزيع، ونسقط عمود من قمة المنحنى على المحور الافقي، فتكون نقطة تقاطع هذا العمود مع المحور الافقي هي قيمة المنوال، وهذا العمود نسمية خط أكبر تكوار، والشكل التالي ببين قيمة المنوال من المنحنى التكراري لدرجات (١٠٠) طالب في امتحان اللغة العربية، ومن الرسم يتبين ان المنوال يساوي (٤٢).

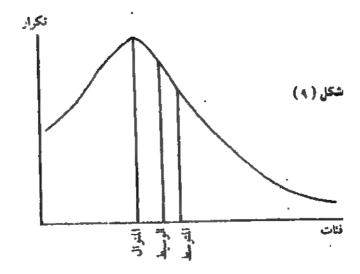
على ان نلاحظ ان قيمة المنوال في هذه الحالة تتوقف على دقة الوسم ودرجة الدقة في تمهيد المنحنى، لأن القيمة تتوقف على هذا التمهيد (انظر الرسم رقم ٢)

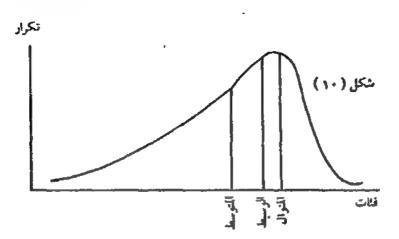
مقاربة بين المتوسطات الثلاثة: المتوسط، الوسيط، المنوال

- .. في التوزيع المتماثل تكون هذه المتوسطات الثلاة متطابقة.
- م ان المتوسط الحسابي يستخدم في حسابه جميع القبم، لذا فهو أدق هذه المتوسطات الثلاثة.
- . الوسيط أو المنوال لا يتأثران بالقيم المتطرفة، كما انه في حالة الجداول التكوارية المفتوحة يمكن الحصول عليها.
- المتوسط الحسابي يتأثر بالقيم المتطرفة، كها انه في الجداول التكوارية
 المفترحة يتعذر حسابه.
- المترسط الحسابي في التوزيعات المثرية يتجه عادة ناحية الطرف المدبب
 أي الملتوي بينا الوسيط يقع عند منتصف المسافة التي يمثلها التوزيع.
 والاشكال الثلاثة تبين موضع هذه المتوسطات الثلاثة بـ









متى يفضل استخدام مقابيس النزعة المركزية؟

أولا .. المتوسط الحسابي:

يفضل استخدام رالمتوسط الحسابي:

أ ـ اذا كان توزيع ألعبنة التي لدينا متاثلا حول المركز او اعتداليا. ب ـ واذا كنا نويد الحصول على معامل يمكن استخدامه في مقاييس الدلالة او التشتت.

جـ ـ واذا أردنا الجصول على معامل يتميز بقدر كبير من الثبات.

ثانيا ـ الوسيط:

أ ــ اذا كان التوزيع الذي لدينا توزيعا ملتويا وبه قيما متطرفة جدا . ب ــواذا كان جدول التوزيع لدينا مفتوحا .

- ج _ واذا كنا نريد الحصول على معامل في اقصر وقت.
- د يه واذا كان هدفنا معرفة قيمة لعينة وعها اذا كانت هذه القيمة نقع في النصف العلوي او السفلي للتوزيع الذي لدينا.

نالنا _ المتوال:

يفضل استخدام المنوال:

أ .. اذا أريد الحصول على معامل مركزي في أقصر وقت مكن.

ب ... واذا كان هدفنا معرفة القيمة التي يتفق فيها اغلب أفراد المجموعة التي لدينا .

تمارين

تمرين (١):

الدرجات الآتية حصل عليها ٦٠ طالبا في امتحان مادة علم النفس العام: ٢٥ ـ ٧٥ ـ ٦٤ ـ ٢٨ ـ ٢٥ ـ ٧٥ ـ ٨٢ ـ ٨٥ ـ ٢٩ ـ ٢٩ ـ ٢٩

- 10 - YY - 1 - 0 - - 0Y - A1 - Y0 - Y0 - 01 - 10

TY - 31 - 70 - 71 - 11 - 77 - 07 - 07 - 21 - 27 -

TY - 27 - FF - YO - FT - 23 - YY - 73 -

المطلوب:

- ١ _ حساب الوسيط من الجدول التكراري بالطريقة الحسابية.
- ٢ ــ رسم المدرج التكراري على ان يمثل التكرار بمستطيل مرسوم على الفئة
 كلها .
- ٣ '- رسم المنحنى التكراري على ان نضع النقط التي تمثل التكرارات في نهاية الفئة.

ترين (٢):

الدرجات التالية تمثل دخول ٥٠ أمرة مصرية:

- TE - TO - ET - TE - TA - 19 - TT - TE - TO - TY

- 1V- TT- TY- TO- TY- £4- £0- TO- TY- TA

- 0 - TY - A - 19 - TY - TO - TY - TX - 17

T7 - 23 - A7 - 03 - 73 - F7 - A7 - F7 - 77 - 07 -

. 11 - YY - YY - 0 - 1A - YO - YA - YY - YT - 10

والمطلوبء

- ١ .. وضعها في جدول تكراري مدى كل فئة فيه (٥).
 - ٢ _ استخراج المنوال في هذا الجدول التكراري.
- ٣ ــ رسم المضلع التكواري على أن تعبر عنه تكرار كل فئة بنقطه توضع في مركز الفئة تماما.



الفصل الثالث

مقاييس التشتت Measures of dispersion

سبق ان بينا قيمة مقاييس البزعة المركزية : المتوسط الحسابي، والوسيط والمنوال في انها تصف المجموعة بقيمة واحدة يستعاض بها عن عدد كبير من القيم التي تكون مجموعة القيم المعطاة لنا . كما انها تبين لنا القيم المتوسطة لما بين ابدينا من أرقام، ولكن على يكفي احد هذه المقاييس، او اثنين منهم، وليكن المتوسط الحسابي او الوسيط لوصف قيم المجموعة التي لدينا وصفا كاملا، والمقارنة بينها وبين قيم مجموعة أخرى ؟

ولنعطى المثال التالي:

جموعتان كل منها خس عال وخس عباملات، وكانست درجاتهم في المتحان محو الأمية كالآتي؛

فالمتوسط الحسابي لكل من هاتين المجموعتين يساوي (١١)، كذلك قان الوسيط لكل منها يساوي (١١)، ولكن هل نستطيع القول بأن المجموعتين متعادلتين فيا يقيسه هذا الامتحان؟

الحقيقة ان النظرة السريعة ثبين ان درجات مجموع العبال متقدارية ، بينا درجات مجموعة المجاملات منتشرة Scattered ، او مبعثرة او مشتقة ، وهذا يعني أنه رغم اتفاقهم؟ (أي المجموعتين) في المتوسط والوسيط، الا ان هناك فروقا كبيرة بين افراد مجموعة العاملات عنها بين افراد مجموعة العبال . وهذا يعني ان

قيم بجموعة العاملات اكثر تبيانا Variance من قيم مجموعة العيال، أي ان قيم مجموعة العيال اكثر تجانسا من قيم مجموعة العاملات.

لذلك فان الباحث ينبغي علية الا يكتفي بحماب المتوسط او استخدام مقاييس النزعة المركزية، بل ينبغي ان يكون لديه الى جانب ذلك مقياس للتشتت يوضع له مدى تباعد او تقارب القيم التي لديه بعضها ببعض، اي خدى - اختلافها وتوزيعها ، معنى مدى تشتتها ، ومقاييس التشتت متعددة

اطبها

Range semi inter- quartile range mean deviation standard deviation المذى المُطلَقُ المربيعي المُدَى الربيعي الاغراف المتوسط الاغراف المتوسط الاغراف المعاري

المدي المطلق Range

المدى كما سبق ان عرفنا (ص ٧) هو الفرق بين أكبر رقم في مجموعة الارقام المعطاة لنا واصغر رقم فيها . . فلقد كان رقم (١٧٦) هو الرقم الذي يدل على اكبر وزن في مجموعة الـ (٤٠) طالب، ورقم (١١٩) هو الرقم الذي يدل على اصغر وزن في هذه المجموعة وكان الفرق بين (١٧٦) و الذي يدل على اصغر وزن في هذه المجموعة وكان الفرق بين (١٧٦) و هذا الرقم الاخير هو ما نطلق عليه المدى .

واذا اخذنا الارقام التالية لمرفة المدى المطلق لها:

ولنجاول ايضا ان نحصل على المدى المطلق للارقام التالية: ٨٠ ـ ١٥ ـ ١٠ ـ ٢١ ـ ٣٨ ـ ٣٦ ـ ٣٥ ـ ٣٣ ـ ٣٠ . ٣٠، فنجد انه يساوى ٨٠ ـ ٣٠ == ٥٠

وبمقارنة المجموعتين الاخيرتين، نجد ان المدى المطلق في المجموعة الاولى

يساوي (٢٧)، وان المدى المطلق في المجموعة الثانية يساوي (٥٠)، اي ان التشنت في المجموعة الثانية اكبر منه في المجموعة الاولى، وهذا غير صحيح، فلم حذفنا الرقم المتطرف في المجموعة الثانية وهو (٨٠)، قان المدى سوف يكون د ٢٥ - ٣٠ = ١٥، أي يكون التشتت في المجموعة الاولى اكبر منه في المجموعة الثانية.

امتحن ثلاثة مجموعات من التلاميذ في الرياضة الحديثة ،وكانت اقل درجة حصل عليها تلميذ آخر (١١٠)، أي ان المدى المطلق لكل من المجمعوعات الثلاثية بسياوي ١١٠ — ١٠ = ١٠٠ مرجة ، وكانت الجداول التكرارية على النحو التالي:

वधाधाः व	الجموعا	المجموعة الثانية		الأولى	الجموعا
ك.	ن	실	ف	£	ڣ
1.	1.10.	. <u>£</u>	. 1.	١	١.
1	٧٠	13.	٧.	صفر	۲٠.
1.	٧٠	٨	٣٠	صغر	۳٠.
1.4.	£•	V12	12.	صقر	٤٠
,10	٥٠	10	, , ۵+	. صقر	٥٠
١.	٦٠	11	٦٠	10	٦٠
١.	٧٠	۲.	٧٠	77	٧٠.
. 1.	۸۰	1:	, Y+	. 4.	۸٠
١٠	4+	A	4+	۲٠	4.
1.	1	٦.	.100	صغر	1
1.	11.	٤	11.	١	11.
11	المجموع •	المجموع ١١٠		11	الجموع .

ونلاحظ على هذه الجداول ان قيم المجموعة الاولى اقل انتشارا من قيم

المجموعة الثانية ، ذلك ان القيم تنجمع حول المتوسط، وان قيم المجموعة الثانية اقل انتشاراً من قيم المجموعة الثالثة، والمحصلة العامة لمذا أن المدى المطلق لا يعطي دلالة واضحة لمدى توزيع وانتشار القيم، لذلك نقول:

- انه يتوقف على درجتين فقط الدرجة الاكبر والدرجة الاصغر، وقد تكونا متطرفتين لا تمثلان المجموعة التي ينتميان اليها.
 - ـ يصعب عن طريقة مقارنة مدى عينتين مختلفتين في الحجم
- اذا كان هناك انفصال بين الفئات المتطرفة ، فانه لا يمكن الاعتاد عليه واستخدامه لانه سوف يؤدي الى اخطاء لا محالة . اذن ، فالمدى المطلق لا يعطي دلالة واضحة لمدى انتشار القيم وتروزيعها ، لـذلـك نلجـاً الى مقاييس اخرى لتبيان الاختلاف او التشتت ، وبها نحاول التخلص من أثر القيم المتطرفة التي قد تنحو ناحية التطرف الشاذ .

لماذا لا نستطيع الاعتاد على المدى المطلق في مقارنة مدى عينتين غتلفتين في الحجم.. اي في تشتت عينتين.. ٢

نصف المدى الربيعي Semi Inter- quartile range

بعد ان تبين لنا عيوب المدى المطلق ، والقد كان العيب الاساسي للبشتت ينلافى ما في المدى المطلق من عيوب. ولقد كان العيب الاساسي للمدى المطلق هو اهتامه بالقيمتين المتطرفتين ، لذلك فاننا في مقياس التشتت الذي نحن بصدده ، وهو نصف المدى الربيعي ، سوف نستغني عن هاتين القيمتين المتطرفتين اللتين يهتم بها المدى المطلق ، ونهتم بالجزء المتوسط من القيم والذي لا يتضمن الربع الأول ولا الربع الأخير من القيم ، وانما الذي يحتوي على قيمتين هما القيمة التي يقول عنها ربع عدد المجموعة فقط ، والقيمة التي يؤيد عنها ربع افراد المجموعة فقط .

ولقد سبق لنا أن رأينا في الوسيط Median أن القيمة التي تقسم مجموعة القيم

الى نصفين، احدها يحوي قيا اكبر منه او متساوية، والثاني يحوي قيا اصغر منه او متساوية، ولو قمنا بنفس هذا التقسيم على النصفين اللذين اليها انقسمت المجموعة الاصلية، لانقسمت المجموعة كلها الى اربعة اقسام متساوية واصبح كل قسم من هذه الاقسام الاربعة المتساوية يسمى ربعا. فلكل مجموعة اربعة ارباع، ولكن كل نقطة من نقط التقسيم تسمى بالربيع، ونقط التقسيم هنا ثلاث نقط، اي ان كل مجموعة لها ثلاث ربيعات. فنحن انا عددنا افراد أية مجموعة مبتدئين باقلها قيمة حتى نصل الى ربع افراد هذه المجموعة، فإن النقطة التي نصل اليها بهذه الطريقة ويقع تحتها ربع مجموع افراد هذه المجموعة اي ٢٥٪، ويم افراد المجموعة اي ١٥٠٪، ويم افراد المجموعة اي ١٥٠٪، ويم افراد المجموعة اي ١٥٠٪، ويم افراد المجموعة ، كانت النقطة التي نصل اليها بهذه الطريقة والتي يقع تحتها ربع افراد المجموعة ، كانت النقطة التي نصل اليها بهذه الطريقة والتي يقع تحتها ويرم افراد المجموعة ، كانت النقطة التي نصل اليها بهذه الطريقة والتي يقع تحتها ويكون هو الربيع الثاني (٢٠) او (Q2) أي النقطة التي يقع تحتها ٥٠٪ من يكون هو الربيع الثاني (٢٠) او (Q2) أي النقطة التي يقع تحتها ٥٠٪ من الحالات.

فالربع اذاً جزء من المجموعة بينا الربيع هو نقطة تحدد نهاية الربع.

طريقة ايجاد نصف المدى الربيعي:

١ _ غسب كل من الربيعين الاول والثالث

٢ _ نطرح الربيع الاول من الربيع الثالث، فيكون الناتج هو المدى الربيعي.

٣ _ بقسمة المدى الربيعي على (٢) يكون الناتج نصف المدى الربيعي.

كيف نحسب الربيع الأدنى والربيع الأعلى:

١ ــ رتبة الربيع الأدنى : ن
 ١ ــ دنبة الربيع الأدنى : ن
 ١ ذلك ان (ن) هي عدد القيم الكلية للمجموعة او مجموع تكراراتها .

- ۲ ــ اما رتبة الربيع الأعلى : $\frac{\dot{v}}{2}$ \times \times) او ان نطرح رتبة الربيع الأدنى من محوع القيم الكلية .
- ٣ ـ نوجد قيمتي الربيعين بنفس طريقة ايجادنا للموسيط، واليك جدول التوزيع التكراري التالي ولنحاول ان نحصل على نصف المدى الربيعي منه، وهو يمثل درجات مجموعة مكونة من (١٦٤) طالبا في مادة اللغة الانجليزية:

تكوار منجمع صاعد	ك	ن ،
178	1	۳ ۰ ۸٥
.171	. (0 · · · · A•
107	. (0 VO
101	1	· V•
		٦٥ (فئـــة
	• :	الربيسع الأعلى)
١٣٩ نقطة الربيع الأعلى	١	۰۲۰ ح
118	. *	. 00
9.6	۲	٥٠
٦٧	۲	17 20
		1 (فئة
\$\$ نقطة الربيع الأدنى	١ ،	الربيع الأدنى) ١٥
11	\	17 70
17	١ ،	14 4.
\$		1 70
صقر	نر ا	٢٠ أيْصَة
-	١٦٤ ك ٢٠١	<u> </u>

الربيع الأدنى والربيع الأعلى:
$$(iبة الربيع الأدنى $= \frac{175}{3} = 13$
$$(iبة الربيع الأدنى $= \frac{175}{3} \times 7 = 17$
$$(iبة الربيع الأعلى $= \frac{175}{3} \times 7 = 17$
$$(iبة الربيع الأدنى $= 3 + \frac{17}{10} \times 8 = 33$$$$$$$$$

$$17 = 0$$
 الربيع الثالث $10 = 17 + 10$ الربيع الثالث $10 = 17 - 11$ اذن، نصف المدى الربيعي $10 = 17 - 11$

واليك مثال آخر لدرجات (٢٠٠) طالب في امتحان اللغة العربية (انظر

تكوار متجمع صاعد		ك			ف		
			٦.		1		
·	47	A	٥٥	•			
	۸۹	۱۳	٥٠				
 نقطة الربيع الأعلى 	77	10	٤٥	(-	الاعلى	الربيع	فئة
	71	۲.	٤٠				
 نقطة الربيع الادنى 	٤١]	17	40	4-	الادني	الربيع	فئة
	40	18	٣.			-	,
	11	۸.	40				;

تكرار متجمع صاعد	చ	ف
٣	٣	۲٠
١٠٠	مجدك	

رتبة الربيع الأدنى =
$$\frac{1 \cdot \cdot \cdot}{2}$$
 = 07

رتبة الربيع الأعلى = $\frac{1 \cdot \cdot \cdot}{2}$ × γ = 07

الربيع الأدنى = 07

الربيع الأعلى = 0 1 + $\frac{11}{10}$ × 0 = 0 2 + γ , 2 = γ , 2 = γ , 2 = γ , 2 = γ

$$V, \pi o = \frac{1\xi, V}{Y} = \frac{\pi o - \xi q, V}{Y}$$
 نصف المدى الربيعي $\frac{1}{Y} = \frac{1}{Y} = \frac{1}{Y}$

ويلاحظ أن الربيع الأدنى موجود في الجدول التكراري ولا يحتاج الى حساب، بينا نجد أن الربيع الأعلى جزء منه متضمن في الفئة (٤٠ --) والجزء الآخر في الفئة (٤٥ --) ولما كان الربيع تساوى (٧٥)، فانه في الفئة (٤٥ --) يوجد ١٤ طالباً من التكوار (١٥) وعلى ذلك حسب الربيع الأعلى على النحو الذي تم عليه.

واذا عدنا للمثال الخاص باوزان الـ (٤٠) طالباً (انظر ص ٣٥)، فاننا نحصل على نصف المدى الربيعي على النحو التالي:

التكرار المتجمع الصاعد	ك	ن
٤٠	١	140
	١	14.
٣٨	۲	170
. 44	٣	17.
٣٣ نقطة الربنيع الأعلى	٣	فئة الربيع الاعلى ١٥٥
٣٠	٥	10+ '
۳٥ ٠	, ·	120
۱۷′ ۰	٦ :	18.
١١ نقطة الربيع الادنى	٦	فئة الربيع الادنى ١٤٣٥
. 0	١ .	14.
٤	٣	170
· •	ضفر	14.
١	h	110
	عِـ كَ عَـ	

رتبة الربيع الادنى
$$=$$
 $\frac{2}{3}$ $=$ $1 \cdot \frac{2}{3}$ $=$ $\frac{2}{3}$ $=$ $\frac{2}{3}$

الربيع الاعلى == ١٥٥ (وهذا موجود في الجدول التكراري ولا نحتاج الى حسابه)

 $V_{19} = \frac{10, \lambda}{r} = \frac{179, \gamma}{r} = \frac{100}{r}$ اذن = نصف المدى الربيعي = $\frac{100, \lambda}{r}$

الانحراف المتوسط: Mean Deviation

يتميز الإغراف المتوسط عن كل من المدى المطلق ونصف المدى الربيعي بانه (أي الإغراف المتوسط) يتتأول جميع القيم المعطاة لنا في المجموعة، ومن ثم يتأثر بها، ذلك ان المدى المطلق ونصف المدى الربيعي يقصران حسابها على قيمتين فقط من القيم المعطاه في المجموعة، فالمدى على سبيل المثال يأخذ أكبر قيمة واصغر قيمة في المجموعة ونصف المدى الربيعي يقتصر على الربيع الأدنى والربيع الأعلى، لذلك نستطيع القول دون تحفظ أن الانجراف المتوسط أدق من كل من المدى ونصف المدى الربيعي في قياس النشت.

وتقوم فكرة الانحراف المتوسط على حساب انحراف كل قيمة من قم المجموعة، فالمدى على سبيل المثال يأخذ اكبر قيمة واصغر قيمة في المجموعة ونصف المدى الربيعي يقتصر على الربيع الأدنى والربيع الأعلى، لذلك نستطيع القول دون تحفظ ان الانحراف المتوسط أدق من كل من المدى ونصف المدى الربيعي في قياس التشتت.

وتقوم فكرة الانحراف المتوسط على حساب انحراف كل قيمة من قم المجموعة عن المتوسط الحسابي، ذلك ان اختلاف (اي تباين) او اتفاق (اي انسجام) قيمة المجموعة يظهر من مدى اقترابها او ابتعادها عن المتوسط، فالقيم تكون منسجمة اذا ما تجمعت حول المتوسط ومتباينة كلم أبيتعدت عن التجمع حول المتوسط، وقد يجدث نادرا ان يكون الانحراف مأخوذا عن الرسيط Median او اي قيمة متوسط اخرى.

كيفية حساب الاغراف المتوسط:

- ١ ـ حساب المتوسط الحسابي للقيم المعطاة لنا.
- ٢ .. حساب انحراف (أي بعد) كُل قيمة عن المتوسط الحسابي .
- ٣ جمع الانحرافات دون اعتبار للاشارة (سواء أكانت موجبه أو سالبه) ذلك أن من أهم خواص المتوسط الحسابي أن مجموع الانحرافات عنه الموجبة والسالبة متعادلة.
 - ٤ تحساب متوسط هذه الانحرافات بقسمه مجموعها على عدد القيم المعطاة لـ
 ويكون المتوسط هذا هو نفسه الانحراف المتوسط.

اعطيت لك القيم الآتية:

02 - 20 - 11 - 11 - 27 مـ 20 - 20 والمطلوب حساب الإنجراف المتوسط لها لمعرفة مدى تشتنها:

الاغراف عن المتوسط	القم
	01
صقو ر	. 10
),7 1;	44
17	11
٧ -	17
٧	۵۲
11 -	- 71
44 -	410
** +	

المتوسط الحسابي ٣١٥ ÷ ٧ == 20

مجموع الانحرافات == ٢٢ + ٣٢ == ٦٤ اذن الانحراف المتوسط == ٦٢ + ٢ == ٩,١٤

حساب الاغراف المتوسط من جدول تكراري:

الجدول الثالث يمثل الفئات والتكرارات لجموعة من الطلاب عددهم ١٣٦ طالباً في اختبار للمبول المهنية والمطلوب حساب الانحراف المتوسط لمعرفة مدى تشتت هذه الفئات:

التكرارات	. الفئات
14	71
Α	٦٠
•	70
١٢	۵۲
14	£A
17	11
Y •	1.
18	77
10	44
17	YA.

طريقة حساب الانحراف المتوسط من جدول الكواري: ١) حساب المتوسط الحسابي بالطونيقة المختصرة (انظر ص ٢٣ ــ ٢٥)

ك × ح/	الإنحراف (حّ)	التكوار (ك)	مركز الفئات	الفئات
7.	٥	۱۲	77	71
77	Ĺ	۸	7.5	٦٠
. **	٣	4	0.8	۲۵
72	٧	۱۲	3.0	٥٢
١٤	١ ١	١٤	٥٠	٤٨
صفر	ضغو	17	[2]	٤٤
۲۰ –	N 2 1	۲٠	٤٢	٤٠
۲۸	۲	1 £	۳۸	77
10 =	۳ – ۱	10	۳٤	**
1812	· · £ =	17	۳٠	4.4
107	, ,	177		
1072	,			
صقو				

المتوسط الحسابي = مركز الغثة الصفرية + $\frac{عـ (ك عُ)}{2} \times ext{deb}$ الغثة أي = 12 + $\frac{a}{177} \times 1 =$ 12 + 177

٢) ايجاد الفرق بين مراكز الفئات والمتوسط الحسابي دون اعتبار للاشارة سالبة
 كانت ام موجبة:

رسط الحسابي (/ح/)	اغراف مراكز الفئات عن المت	مراكز الفئات (ف)
	۲.	77
1	17 '	٦٢
7	11	٥٨

انحراف مراكز الفئات عن المتوسط الحسابي (/ح/)	مراكز الفئات (ف)
۸	01
٤	٥٠
صفو	٤٦
٤	2.4
A	۳۸
٣٤·	١٢
. 17	۳٠

٣) ايجاد الانحراف المتوسط بضرب انحراف مركز كل فئة في التكرار وقسمه المجموع الكلي الناتج على مجموع التكرارات أي مجرع التكرارات أي الناتج على مجموع التكرارات أي

/ ح/ X.ك	গ্ৰ	15/
. 48.	17 .	۲.
۱۲۸	٨	17
١٠٨	•	17
47	17	٨
۲٥	11	٤
صفر	17	صفر
صفر ۸۰	٧٠	٤
117	1 £	٨
1.4.	10	١٢
707	17 %	17
عبر × ك = ١٧٥٦	141 = 9 =	

 $4,75 = \frac{1707}{177} = 1707$

واليك مثال آخر: فالجدول التالي بين درجات (١٠٠) طالب في امتحان اللغة العربية، والمطلوب استخراج الانحراف المتوسط لقياس مدى تشنت درجاتهم:

التكرار	الفئات
.٣	٧.
Ι, Α	00
14	0.•
10	10
Υ.	٤٠
17	70
14	. **.
, 1	10
٣	۲٠

الجل: ١) ايجاد المتوسط الحسابي بالطريقة المختصرة:

/र ध	1/2	ك	مركز الفئة	ف
17	í	٣	77,0	7.
12	٣	٨	۵۲٫۵	٥٥
¥7	۲	۱۳	07,0	0.

ك ح/	/ح	ಟ	مركز الفئة	ف
10	1	10	٤٧,٥	٤٥
صفر	صفر	۲.	14,0	£'.
17 -	١	11	***,0	40
77 -	۲	١٣	77,0	۳.
TY -	۳.–	4	44,0	. 40
11 -	1	۴	177,0	۲٠
77		1		
۸۱ -		,	1	
i -				

 $0 \times \frac{2}{1} + 27,0 = \frac{2}{1}$

 $= 7.7 = -1.7 = 0 \times 0.00$ \$ 27.0 = 0 \$ 27.

انحواف مواكز الفئات عن المتوسط (/ح/)	مواكز الفئات
7.,7	17,0
10,7	۵۷,۵
1.00	07,0
0,4	17,0
. صغر	27,0
£,A .	44,0

انحواف مواكز الفئات عن المتوسط (/ح/)	مواكز الفئات
4, A	۳۲,٥
15,4	YY,0
١٩,٨	44,0

(ب) استخراج مجد ك×/ح/

	_	
۲۰۰۲	Y • • Y	٣
17177	10,7	Α ;
18797	۱۰,۲	۱۳
۰٫۷۸۷	0,Y	١٥ .
صغر ۱	صنر	۲٠
۸ر۲۷	1,4	17
14471	1,4	۱۳
17777	۸د۱۱	4
31,40	۱۹,۸	۲
YA4.7		

الانحراف المتوسط = مجد ك
$$X$$
 / ح/ أي أن Y الانحراف المتوسط = $\frac{Y \wedge 4, 7}{1 \cdot \cdot \cdot} = Y \wedge 4$

واليك مثال ثالث: التوزيع التكراري التالي بيين اوزان ٤٠ طالباً، المطلوب ايجاد الانجزاف لتبيان تشتت هذه الأوزان:

التكرار	الفئات
١	\Y0
١	۱۷۰
۲ .	170
٣	17.
۲,	100
٥	10+
٨	110
٦	11.
. 3	: 140 .
١	17.
٣	170
صغر	14.
	110
بحدك ٤٠	* * *

الحلء

١) ايجاد المتوسط الحسابي بالطريقة المختصرة: بر

(كح/)	/c	ك	مركز الفئات	الفئات
٦	٦	15	144,0	۱۷۵
٥	٥	١	177,0	17.
٨	٤	۲	177,0	١٦٥
٩	۴	٣	177,0	17.

(كح/)	ار ا	ك	مركز الفئات	الفئات
٦	۲	٣	104,0	100
٥	١	٥	107,0	10-
صفر	صفر	۸	117,0	110
٦-	١ -	٦	184,0	16.
۱۲ -	۲ -	٦	177,0	140
۳-	٣ -	\ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \	144,0	17.
17 -	٤ -	٣	144,0	17.0
صفر	0 _	- صفر	177,0	17.
7-	٦ -	1 1	117,0	110
	•			

 $150,0 = 0 \times \frac{000}{100} + 150,0 = 150,0$ المتوسط الحسابي

٢) الانحراف المتوسط (أ) حساب انحراف مراكبز الفئيات عبن المتبوسيط الحسابي (/ ح/)

انحراف مواكز الفئات عن المتوسط الحسابي / ح /	مواكز الفئات
Y	٥ر٧٧٧ :
40	٥ر٢٧٢
۲۰	٥ر١٦٧
10	٥ر١٦٢
1.	٥ر٧٥٧

انحراف مواكز الفئات عن المتوسط الحسابي /ح/	مواكز الفئات
٥	٥ر٥٢
صغير	٥ر٧٤٧
0	٥ر ٤٢ ١
1.	٥ر١٣٧
10	٥ ر ١٣٢ .
۲۰ .	٥ر٢٢٧
40	۵ر۱۲۲ ′
٣٠	11170

(ب) استخراج محد ك ×/ح/

/ح/ 실	12/	. ه
۳٠	T+	1
40	` Y0	•
٤٠	٣٠	۳
10	10	۴
۳۰	1.	٣
70	ø .	•
مغر	صفو	. A'
7.	٥	1
٦٠	11	١ ،
10	10	ı
٦.	٧٠.	7
مقر	40	معو
7.	٣٠	١ ،
74.	<u> </u>	

نلاحظ مما سبق في الأمثلة التي أعطيناها اننا في الانحراف المتوسط، انما قد استخدمنا كل القيم المعطاة لنا، ولم نقتصر على قيمتين من القيم المعطاة لنا كما حدث بالنسبة للمدى المطلق او نصف المدى الربيعى.

الانحراف المعياري Standard Deviation

تبين لنا ان هناك صعوبة قد قابلتنا عند استخدامنا لانحرافات القيم عن وسطها الحسابي كأساس لمقياس التشتت. وهذه الصعوبة هي الاشارات السالبة التي كنا نهملها. واتخذنا الانحراف المتوسط كمتوسط مجموع الانحرافات دون اعتبار للاشارة، ولكن في الانحراف المعياري وجدنا طريقة أخرى للتغلب على صعوبة الاشارات السالبة، وهذه الطريقة هي تـربيع الانحرافسات، أي ضربها في نفسها فتصبع كلها موجبة، ذلك أن $(- \times - = +)$ وان (+ + + +).

وعلى نسبيل المثال، لو اخذنا القيم الآتية لايجاد الانحراف المعياري لها = 02 _ 20 _ 71 _ 71 _ 70 _ 71 ، فانه ينبغي علينا أولا _ حساب المتوسط الحسابي لهذه القيم وهو هنا يساوي (٤٥)، ذلك ان مجموع القيم (٣١٥)، وعدد القيم (٧)، فالمتوسط اذن يساوي ٣١٥)

ثانياً = حساب انحراف الفئات عن المتوسط، ويوضع ذلك الجدول التالي

مربع الانحراف عن المتوسط	الاغراف عن المتوسط	القيم
	٩	
//	صغر ا	0 £
صفر	17-	10
707	14	44
6	۲ –	71
٤	v	٤٣
٤٩	18-	٥٢
197	۳۲ ـ	41
A£Y	TY	410 ÷

ثالثاً = تربيع الانحراف عن المتوسط، أي ضرب كل رقم في نفسه حتى نقضى على الاشارات السالبة، وهذه الخطوة واضحة في الجدول السابق.

رابعاً = حساب متوسط مربعات الانحراف، وبكون ذلك بقسمة مجموع مربعات الانحراف عن المتوسط على مجموع القيم أي $\frac{\Lambda \, \Sigma \, Y}{V}$ = 17.7 ومتوسط مربعات الانحراف هذا هو الذي نطلق عليه لفظ النباين Variance

خامساً = حساب الانحراف المعياري وهذا ما هو الا الجذر التربيعي للمسط مربعسات الانحراف أي = \17.7 = \17.77 = \1.00 ان ان الانحراف المعياري يساوي ١٠,٩٦٧ .

حساب الاغراف المعياري من جدول تكراري:

اذا اخذنا الجدول التكراري السابق (انظر ص ٦٠) إلجَّاص بدرجات المالب في اختبار الميول المهنية لحساب الانحراف المعياري له، فإننا

نتبع الخطوات الآتية:

١) . حساب المتوسط الحسابي بالطريقة المختصرة:

(A)	(y)	(1)	(0)	(1)	(٣)	(٢)	(1)
ك ح/	كح	ے	ك×ح/	٦	ك	موكز	ف
		, .		<u></u> _	<u> </u>	الفئات	
£A++	Y£ -	7+	7.	0.19	۱۲	17	7 દ
TITA	174	17	**	٤	٨	,38	٦٠
1747	1.4	۱۲	77	٣	4	0A :	۵٦
VTA	47	٨	48	Y	17	01	07
775	07	£	16	١,	15	6+	£A
				مقر	11	£7	£ŧ
** **	۸٠-	i –	7*	1-	۲٠	24	
843	117-	۸ –	YA	۲-	11	۳۸ -	4.3
417-	۱۸۰ -	11-	10 -	Y	10	T£	. **
1.97	707-	37-	35 -	1-	13	٣٠	YA
74.44	344 -		10Y =	ļ. 	177-6		
	AYA		. 104				
	مقر		مغور				

المتوسط الحسابي = 11 + $\frac{صفر}{177} \times 3 = 13$

٢) ايجاد انحراف مركز كل فشة عبن المتبوسط الحسابي دون اهمال
 للاشارات السالبة (العمود السادس) انظر ص.

٣) ايجاد حاصل ضرب كل انحراف في تكرار الغثة أي ك X ح (وهذا نجده في العمود السابع).

 ٤) ضرب حاصل ضرب السابق (العمود السابع أي ك ح) في الانحراف العمود السادس أي ح) مرة ثانية . ۵) ایجاد مجموع حاصل ضرب العمود السادس أي (ج) في العمود السابع
 أي (ك ح) ووضعها في عمود ثـامـن يسمــى (ك ح) وهــو هــا يســاوي
 ٧٤٧٢.

٦) نقسم المجموع الذي حصلنا عليه في الخطوة السابقة (العمود الثامن)
 على مجموع التكرارات (١٣٦) ثم نوجد الجذر التربيعي لخارج القسمة هذه
 والناتج لهذا يكون هو الانحراف المعياري، ويوضع في هذه الصورة التالية:

$$\sqrt{7 \overline{V}_3 V} = \sqrt{3 \overline{V}_1 \overline{V}_2}$$

$$V.517 = 713.7$$

ولنعلي مثالا آخر، وليكن المثال الخاص بالطلاب البالغ عددهم ١٠٠ وكان طالب والذي أجري عليهم امتحان في اللغة العربية (انظر ص)، وكان المتوسط الحسابي عدد المتوسط الحسابي في هذا المثال يساوي ٤٢،٣ اي ان المتوسط الحسابي عدد كسري، كما ان الانحرافات كانت ايضا اعداد كسرية، فعملية الحصول على الانحراف المعياري بالطريقة التي اتبعت في المثال السابق سوف تكون معقدة جدا، ذلك لما نحتاجه من عمليات ضرب وتربيع الاعداد الكسرية، لذلك سوف نحاول الحصول على الانحراف المعياري بطريقة مختصرة طبقا للقانون المتحدد الكسرية، طبقا للقانون

الاغراف × ك ح	النكوار X الانحواف	الانحراذ .	التكرار	الفئات
ك ح ٢	ك ح	ځ	نے	ف
£A	14	£	٣	1.
٧٢	7£	٣	٨	00
٥٢	' 44	۲	18	٥٠
١٥	10	١	10	10
صفو	صفر	صفر	4.	٤٠
17	17-	١	17	70
٥١	77_	۲	18	ا ۳۰
۸۱	YY -	٣-	4	40
ĖA	17-	٤-	۲	4.
242	VV .	1		'
· .	^\ - £ -			

نبدأ الخطوة الاولى في الحصول على المتوسط الحسابي بالطريقة المختصرة. والخطوة الثانية تتمثل في ضرب التكرار ك في الانحراف (حَ) اي (ك ×حَ) (العمود الثالث)

والخطوة الثالثة تتمثل في ضرب الانحراف (ح) الفرضي في ك ح ويكون الناتج (ك ح/ ١) (العمود الوابع)

المتوسط =
$$0.73 + \frac{2}{1.1} \times 0 = 7.73$$
 المتوسط = $0.73 + \frac{2.7}{1.1} - \frac{7.42}{1.1}$ الانحراف المعياري = $0.73 + \frac{7.42}{1.1} + \frac{7.42}{1.1}$ الانحراف المعياري = $0.73 + \frac{7.42}{1.1} + \frac{7.42}{1.1}$

الانحراف المعياري0 = 0 imes 7.827 الانحراف المعياري0 = 0 imes 1.93 im

ويمكن استخدام هده الطريقة ابصا في مثال ورن الـ (٤٠) طالب والفئاب والتكرارات كانت على النحو التالي _

التكوار	الفئات
١	140
١	14.
۲	170
٣	17.
٣	100
٥	10.
٨	120
٦	12.
٦	140
١	۱۳۰
٣	140
۲ صغر	17.
١	110
محدك = ١٠	

والخطوة الأولى تتمثل في ايجاد المتوسط الحسابي بالطريقة المختصرة وكان بساوي ١٤٧٫٥ (انظر صفحة ٦٥)

والخطوة الثانية هي ايجاد مربعات الانحرافات الفرضية ذلك بضرب الانحراف الفرضي (حَ) في (كحَ) وعلى ذلك يتكون الجدول الآتي: _

ك × ح/ [*]	ك ح/	/ح	చ	ف
77	, 1	3,7.	<u> </u>	140
40	٥	. 0	1	17.
77		£	۲	170
YY	4	۳	٣	17.
NY -	1 1	Ÿ	w *	100
	٥	v '	· 8	10+
ضفر	ا "مغر	صفر	' A	150
	7 -	١	٦	16.
$\begin{bmatrix} i & i \end{bmatrix}$	Y£	. ,¥=	٦,	. 140
. 4	٣	. ٣	. 1	.144
£A "	1,1 -	£ -,	٣	170
اصفو	مفر	0 -	صفو	14.
" ""	1-	4-	1	110
,	74 -		, ,	عبدك == ٤٠
,	44 +	, .	, 	ľ
]	صقو			

$$\sqrt{\frac{2-2-7}{2-2}}$$
 والجذر التربيعي طبقا للمعادلة $=$ $\dot{0}$ $=$ $\dot{0}$ $\dot{0}$

$$3 = 0 \sqrt{0.7} - 0.00 = 0$$
 $3 = 0 \sqrt{0.7} - 0.00 = 0$
 $3 = 0 \times 0.00 = 0.00 = 0.00$

عرضنا فيا سبق لكيفية الحصول على المتوسط الحسابي من القيم المتقطعة Discrete Values وقلنا انه في حالة محاولتنا الحصول على المتوسط من جدول تكراري لقيم متقطعة، فإن الفرق الوحيد بين الجدول التكراري للقيم المتقطعة والجدول التكراري للقيم المتصلة ان هذا الأخير نستخدم فيه مراكز الفئة، بينا الأول لا تستخدم فيه مراكز للفئة، انما تستخدم القيم المعطاة نفسها، ويكون اختيارنا للقيمة خاضع للمبادى، التي على اساسها نختار مركز الفئة الصفرية (انظر صفحتي ٢٥، ٢٦).

واذا اخذنا المثال السابق لتوزيع عدد الابناء في (١٠٠) عائلة (صفحة ٢٦)، فإن المتوسط الحسابي لعدد افراد هذه العائلات كان (٤,٣٩) وإذا حاولنا أن نحصل على الانحراف المعياري لقياس تشتت هذه الاعداد، فإننا نضيف الخطوات السابقة التي حصلنا منها على المتوسط الحسابي بالطريقة المختصرة الاخطوة واحدة وهي ضرب (كح/) في (ح/) ذاك للحصول على مربعات الانحراف الفرضية (كح/) وهذه الخطوة تظهر في العمود الخامس للجدول التالي: _

	(0)	(<u>i</u>)	(٣)	(٢)	(1)
Ì	الاغواف الفرضي	التكرار ×	الاغواف	عدد	عدد الابناء في
	(التكرار ×	الاغراف	الفرضي	المائلات	المائلة
Į	الاغراف)			1	
	ك×ح/`	ك×ح/	ح	ك	ف
ı	٤A	17-	٤ -	٣	صفر
	77	Y1 -	۳-	· v	• •
	11	**	¥ ="	3 11	۲
	16	11 -	4 =	11	٣
1	مفر	صفر	صفو	۲۰	£
- (11	13	٠,١	11	. 0
İ	£Ä	Y£	۲	11	4
1	78"	. **	۳.	' Y	V
	۸۰	**	£	0	٨
	, Y0	, 1,0	٥	۳	4
*	٧٢	14	.3	۲	1.
Ī	044	1.4 +	(1)	ابجہ ك ==	
1		14 -			
	.]		, ,		

$$\frac{1}{\sqrt{10-0.77}} = \frac{1}{\sqrt{10-0.77}} = \frac{1}{\sqrt{10-0$$

مقارنة بين مقاييس النشنت

لقد تبين لنا ان المدى المطلق في المجموعات الكبيرة يمكن أن يكون د فائدة، وان كانت فائدة محددة، وهو من ناحية اخرى اقل مقاييس التشتت ثباتا ودقة، لذلك فهو قليل الاستعمال لتأثره بالقيم المتطرفة الشاذة التي لا تمثل المجموعة إلتي ينتمي اليها.

كما تبين ايضا ان نصف المدى الربيعي، وان كان اكثر دقة من المدى المطلق لتعرضه للجزء الاوسط من المجموعة، والذي يكون أهمها واكثرها انتظاما، الا انه رغم هذا، فهو ايضا يتعرض لقيمتين هما الربيع الاعلى، والربيع الاذنى فقط.

ولكن الانحراف المتوسط والانحراف المعياري يتلافيا ما في المدى المطلق، ونصف المدى الربيعي من عيوب، ذلك انها يدخلان في حسابها جميع قيم المجموعة...

ولكن متى نستخدم المدى المطلق ...

أ ـ اذا أردنا معرفة مدئ اتساع التوزيع للقيم المعطاة لنا .

ب ـ اذا تأكد لنا عدم وجود قيم شديدة التطرف .

ومتى يمكن لنا أستخدام نصف المدى الربيعي . .

أ - عندما نحتاج لمقياس تقريبي للتشتت في اقصر وقت.

ب _ عندما تأكدنا من وجود قيم شديدة التطوف اذا ما قمورنت بالتيم الأخرى .

ج - اذا اردنا الحصول على مقياس للتشتت في جدول تكراري مفتوح.

د . اذا اردنا معرفة مستوى تركيز القيم حول الوسيط.

متى نستخدم الانحراف المتوسط والانحراف المعياري؟

كها سبق ان قلنا، فإن كل من الانحراف المتوسط والانحراف المعباري يستخدمان كل القيم المعطاة لنا، الا ان الانحراف المعباري اكثر استخداما من الانحراف المتوسط، ذلك انه يستخدم في طرق احصائبة متعددة.

ونحن نستخدم هذين المقياسين: _

- ١ عندما نريد الحصول على معامل للتشتت يتميز بقدر وآخر من الثبات والدقة ويفضل هنا الانحراف المعياري عن الانحراف المتوسط.
- ٢ ما اردنا اعطاء اوزان لجميع الانحرافات تبعا لقربها او بعدها عن
 المتوسط الحسابي .
- ٣ اذا كنا نريد الحصول على معاملات ارتباط او مقاييس للدلالة، فإن
 المعامل الذي يفضل استخدامه في هذه الحالة هو الانحراف المعيارى.

وينبغي ان نشير هنا الى ان هذه المقاييس المختلفة لا تؤدي الى نتيجة عددية واحدة ، ذلك ان كل منهم ينظر الى التشتت من جانب معين ، فالمدى المطلق ونصف المدى الربيعي ينظران الى اتساع التوزيع ، بينا الانحراف المتوسط والانحراف المعياري ينظران الى مدى التشتت او تجمع القيم حول المتوسط .

تمارين عامة

تموين (١) يصور التوزيع التكراري التالي اجور ١٠٠ عاملة بأحد المصانع والمطلوب حساب المتوسط الحسابي لهذه الاجور وايجاد الوسيط لها أيضا:

التكوار	الفئة
٣	
	40
٨	44
' 14	. **
10	. 44
١٥	£١
14	íô
11	14
4	٥٣
o	۵٧
۲	٦١ ،

غرين (٢)

اجرى امتحان لجموعتين من الطلبة والطالبات مجموع كل منهما ٣٠ فردا والجدولين التاليين يبينان التوزيع التكراري الامتحانها في مادقي الكيمياء والطبيعة.

أ .. الطلبة:

النكرارات	الفات
Y	71.
٣	. 0.
* ·	٧.
11	V:.
0 '	۸٠
عب ك ٣٠	· .

ب _ الطالبات:

التكوارات	الفئات ,
. Y	٤٠
. 0	٥٠
٦	٦٠
. 1.	٧٠
1	٠ ٠
عِــٰك ٢٠	

المطلوب

١ ـ حساب المدى المطلق

۲ ـ نصف المدى الربيعي .
 ٣ ـ بيان إيهما . اكثر تشتتا واي هذين المقياسين اصلح .
 تحرين (٣) .

التكرارات	الفئات	
N V	10	
۱۳	,***	
YW	. Yo.	
Y 7	٣٠	
r 3	٣٥	-
۲٠	٤٠, إ	
۱۸	£ô	
١٣		
٣	٥٥	

هذا التوزيع انما هو توزيع دخل ١٥٠ اسرة عراقية والمطلوب (١) حساب الانحراف المتوسط لتباين تشتت هذه الدخول.

(٢) واستخراج نصف المدى الربيعي وتبيان اي المقياسين ادق ولماذا.

(1)

الجدول التكراري التالي يوضح درجات مجموعة من تلاميذ احدى المدارس الابتدائية عددهم أن تلميسذا وتلميسدة من مسادة الرسم والمطلبوب حساب الانحراف المتوسط والانحراف المعياري لهذه الدرجات لقياس مدى تشتتها ، مع الاشارة الى اي المقياسين تفضل، ولماذا ؟

النكوار	الفئات
١٣	۳.
4	70
•	۲٠
•	10
10	١٠
٥	٥



الفصل الرابع

العينات Samples

ولكن هل يمكن لنا قياس الظاهر أو السمة أو القدرة التي نريد قيباسها عند كل افراد المجتمع . كالمجتمع المصري مثلا اي هل يمكن لنا معرفة المقاييس المعلية المعلود المجتمع كله ؟ أي المقاييس البارامترية ؟ Paramemteric

انه يصعب علينا هذا بطبيعة الحال، لذلك نلجاً كما يلجاً غيرنا من الباحثين الى دراستها في عينات ممثلة representative.. واختيار العينة أختيارا سلما يجعل النتائج التي نتوصل اليها لا تقل دقة عن تلك التي تسغر عنها طريقة الحصر الشامل.

وهناك شروط معينة لاختيار العينة:

- ا ــ المجتمع الذي سوف نختار منه عينتنا: هل هو عينة من الطلاب الجامعيين أو طلاب المدارس.. أو الحرفيين.. أو عال المصانع أو عال مصنع معين.. من الذكور.. أو من الاناث.. أو منها معا. وان كانت عينتنا من الاناث.. فالاناث العاملات.. أو غير العاملات من المتعلمات.. أو من غير العاملات.. ان الشرط الوحيد هنا هو صدق تمثيل العينة المختارة للمجتمع الأصلي Population .
- ٢ حمجم العينة . والعينة الكبيرة عند الاحصائين هي التي تتكون من ٣٠ فردا أو يزيد . .

ت الفوص المتماوية لوحدات المجتمع الأصلي . . على الباحث أن يتحقق من أنه
 قد أعطى وحدات المجتمع التي تخبر منه عينته فرصا متساوية Equal
 في الاختيار .

أنواع العينات:

ولاختيار العينة فان هناك طرقا معروفة لهذا الاختيار:

العينة العشوائية Random sample

هي عينة مختارة بدون ترتيب أو نظام مقصود فكل أفراد المجتمع الذي اخترنا منه كان لهم فرص متساوية في الاختيار ولم يكن هناك تحيز عند الاختيار، فالعينة العشوائية هي عينة غير متحيزة Unbiassed. فلنفرض أننا نريد اختيار (٢٠) طالباً من طلاب السنة الأولى بكلية المندسة لدراسة بعض من السيات الشخصية فلكي نختار اختياراً عشوائياً غير متحيز هـو أن نلجاً لكشوف أسهاء الطلاب المرقمة ونأخذ الطلاب رقم: ٢، ١٢، ٢٢، ٢٢، ٤٤، لكشوف أساء العلاب المرقمة ونأخذ الطلاب رقم: طي أساسها . وقد نلجأ في الاختيار لكشوف الدرجات العشوائية ونتخير على أساسها .

العينة المقيدة Controlled sample

قد نقوم ببحث علمي نتطلب في عينته سات أو خصائص معينة . وقد يكون هذا البحث عن الطلبة الموهوبين، وتكون شروط الموهبة الأولية عندك الحصول على ١٥٪ فأكثر في امتحان الثانوية العامة . فالمطلوب منك اولا حصر عدد الأفراد الذين يتوافر فيهم هذا الشرط بين مجوع طلاب الثانوية العامة وسبتين لك ان عددهم قليل لدوجة أن عينتك سوف تستنفذهم كلهم . عندنذ لا تكون مشكلتك مشكلة اختيار عينة من بين أفراد عجتمع الطلاب بل هي حصولك على عدد كاف من هؤلاء الطلاب تبعا للشروط الموضوعية ، أما

اذا كان عدد هؤلاء المستوفين للشرط كثيرين ذلك أنك قد حصرتهم فانك سوف تحاول وضع شرط أو شروط جديدة حتى تحد من عددهم هنا بتبين لنا أن هذه العينة المقيدة تتطلب أولا حصر الأفراد المستوفين للشروط في المجتمع الاصلي ثم اختيار العينة المطلوبة من بين هؤلاء الأفراد ويكون هذا هو الشرط الثانى..

المينة الطبقية: Stratified sample

العينة الطبقية تجمع بين العينتين السابقنين ذلك انها مقيدة بصفات المجتمع الأصلي وهي عشوائية في حدود هذه الصفات.. وهذه العينة تستلزم من الباحث الذي يتخير عينته في ضوءها أن يحلل المجتمع الأصلي أولاء ثم يختار عشوائيا في ضوء صفات هذا المجتمع.. وقد يكون المجتمع موضع الدراسة على سبيل المثال مجتمع طبقي، فعلى الباحث أن يختار أفراد عينته من الطبقات كلها وأن يكون أفراد هذه العينة من ناحية أخرى مختارين عشوائيا وبنسب واحدة من الطبقات المختلفة.

الدرجة المعيارية: Standard score

لقارنة درجة فرد بغيره من الأفراد ولمعرفة معنى الدرجة الحاصل عليها أو للقارنة درجات فرد في امتحانات مختلفة أو اختبارات تقيس أشياء مختلفة . فانه يمكن تحويل الدرجة الخام Raw score الحاصل عليها الى درجة معيارية Standard score وذلك عن طريق ايجاد المتوسط الحسابي لدرجات المجموعة في هذا الاختبار أو الامتحان أو غيره، كذلك ايجاد الانحراف المعياري ما ثم ايجاد الفرق بين الدرجة الخام للفرد وبين المتوسط الحسابي وقسمة هذا الفرق على قيمة الانحراف المعياري وبذلك نحصل على الدرجة المعيارية.

فاذا رمزنا للدرجة الخام Raw score بالرمز (س)

ورمزنا للمتوسط الحسابي Arithmetic Mean بالرمز (م) ورمزنا للانحراف المعياري Standard Deviation بالرمز (ع)

· فاننا نستطيع الحصول على الدرجة المعيارية عن طريق المعادلة الآتية:

$$\frac{m-q}{2}$$
 الدرجة الميارية (ص)

فالدرجة المعيارية اذ تعبر عن الفرق بين الدرجة الخام للفرد ومتوسط درجة الجاعة التي ينتمي اليها في ضوء الانحراف المعياري وعلى هذا فالدرجة المعيارية تعتمد في حسابها على المتوسط الحسابي والانحراف المعياري وهي تضع في الاعتبار. تشتت الدرجات ذلك أن هذا التثقت يؤثر في مركز الدرجة من متغير لآخر ومن اختبار لآخر (اختبار تحصيل دراسي، استعداد، ميول مهنية أو وزن، سن. النخ) وكها نعرف فان الانحراف المعياري انما هو مقياس للتشتت ومركز الفرد يختلف من اختبار لآخر حتى وان تساوى انحراف الدرجة ذلك بسبب اختلاف التشتت.

وانحراف الدرجات عن المتوسط يوضح مستوياتها المختلفة فهاذا كهان الانحراف عن المتوسط أما اذا كان الانحراف عن المتوسط سالبا، فهذا يعني نقصان الدرجة عن المتوسط.

فالانحراف يساوي الدرجة الحاصل عليها الفرد مطروحا منها المتوسط، فاذا كان هناك على سبيل المثال طالب قد حصل على و ٢٣ درجة و في امتحان الحساب وكان متوسط درجات هذا الامتحان تساوي و ١٨ درجة و فان هذه الدرجة تنحرف عن المتوسط انحرافا موجبا مقداره (٤ درجات) ذلك أن الانحراف هنا يساوي (٢٢ ـ ١٨ == ٤) كذلك فيإن الطالب الحاصل

على: ١٥ درجة ، تنحرف درجته عن المتوسط انحرافا سلبيا بمقدار . - ٣٠٠ فالأنحراف هنا بساوي (١٥ - ١٨ = - ٣).

ولكن هل يمكننا الانحراف من أن يأتي حكمنا بواسطته صحيحا ؟ قبل أن نجيب على هذا السؤال نعطى المثال التالي:

لقد طبقت أربعة اختبارات على مجموعة من الطلاب، وكان نتيجة واحد منهم كما يعرضها الجدول التالي:

الاغراف عن المتوسط	الدرجة	التوسط	الاختبار
٤ +	' YY	1.4	القدرة الحسابية
٤ +	4.5	۲٠	القدرة اللغوية
٣	14	10	القدرة الموسيقية
r —	٧	1.	القدرة الميكانيكية

نلاحظ على الجدول أن انحراف درجات الطالب في اختباري القدرة الحسابية والقدرة اللغوية متساوية وأن انحراف درجاته في اختباري القدرة الموسيقية والقدرة الميكانيكية متساوية كذلك فهل تفوقه في القدرة الحسابية مساوى لتفوقه في القدرة اللغوية؟ وأن ضعفه في القدرة الموسيقية يساوي ضعفه في القدرة الميكانيكية؟ ان قيمنة الانحرافات توكد صحمة هذا الاستئتاج.

والحقيقة أن درجات الأفراد قد تنتشر بعيدا جدا عن المتوسط بحيث بصبح الانحراف الموجّب المساوي (٤ درجات) قريبا جدا بالنسبة للتوزيع من المتوسط وهذا لا يؤدي الى حكمنا حكما صحيحا على مستوى الطالب. كذلك

فان الانحراف السالب (- ٣) قد يصبح قريبا من ذلك المتوسط بالنسبة للتوزيع وقد يضيق انتشار اللرجات ويقل تشتنها بحيث يصبح الانحراف الموجب المساوي (1 درجات) بعيدا عن المتوسط بالنسبة للتوزيع وهذا يحدد لمثل ذلك التشتت مستوا عاليا من مستوبات ذلك الاختبار . والأمر سوف يتضح لو تبينت القيم المختلفة لتشنت Dispersion درجات الاختبارات الاربعة السابقة ونسبة مستوى هذا التفوق أو هذا الضعف لهذه الاختبارات ذلك أننا سوف ننزع على الغور لتخطئة حكمنا السابق.

فاذا كان الاغراف المعياري للاختبار الأول يساوي (٥) والانحراف المعياري للاختبار الثالث المعياري للاختبار الثاني يساوي (٦) والانحراف المعياري للاختبار الثالث يساوي (٣) والانحراف المعياري للاختبار الرابع يساوي (٤) فانه نسبة انحراف درجة الطالب في الاختبار الأول الى الانحراف المعياري لمذا الاختبار يساوي ($\frac{1}{2} = 0.0$) وهذا الناتج يعبر عس مستوى الطالب في القدرة الحسابية وان نسبة انحراف درجته في الاختبار الثاني الى الانحراف المعياري لمذا الاختبار يساوي ($\frac{2}{3} = 0.0$) وهذا الناتج يعبر عن مستوى الطالب في القدرة اللغوية وهذا يعني أن مستواه في القدرة الحسابية أعلى منها في القدرة اللغوية .

كذلك فان نسبة درجته في الاختبار الثالث الى الانحراف المعباري لهذا الاختبار تساوي (ﷺ = - ١٠٠) وهذا يعبر عن مستوى هذا الطالب في المختبار المرابع الى الانحراف المعباري المدرة الموسيقية . وأن نسبة درجته في الاختبار الرابع الى الانحراف المعباري تساوي (ﷺ = - ٠,٧٥) وهذا يعبر عن مستواه في القدرة الميكانيكية .

رهذا بعني أن ضعفه في القدرة الموسيقية أكبر منها في القدرة الميكانيكية . من هذا نستطيع أن نقول أن حكمنا هنا في ضوء الانحراف المعياري هو الحكم الأصوب. كذلك فاننا نشير الى أن الدرجة الناتجة من قسمة الانحراف على الانحراف المعياري هي الدرجة المعيارية والتي حصلنا عليها طبقا للقانون الذي سبق أن عرضنا له في بداية هذه المحاضرة.

الخصائص الاحصائية للدرجة المعيارية

- المتوسط الحسابي للدرجة المعيارية لأي توزيع تكراري تساوي (صفر) بصفة دائمة والانحراف المعياري يساوي (واحد صحيح) لذلك فانه يمكن لنا أن نقارن درجات الاختبارات المختلفة مها كان متوسط درجاتها الخام ومها كانت قيم انحرافاتها المعيارية ، ذلك لأن عملية تحويل الدرجات الخام الى درجات معيارية توحد متوسطات ,جيع تلك الاختبارات (أي نقطة الصفر) وتجعل وحدات المقياس متساوية في كل اختبار من هذه الاختبارات ذلك أن كل منها يساوي (واحد صحيح).

- ان الدرجات التي تقل في قيمتها العددية عن المتوسط (كما سبق أن بينا) تنحرف عنه انحرافا سالبا والدرجات التي تزيد في قيمتها العددية عن المتوسط تنحرف عنه انحرافا موجبا.

		•			
	r(\frac{z}{\xi})	ت -	ر ع"	٠ ح	
			24	٧ -	۳.
1			٦٤	۸	۲
			· A1	4 -	١
•			120	٤	٦
			£	۲ –	٨
		,	17	٤+	١٤

r(^τ / _ξ)	ر ع	ح* .	٦	س
		£	۲ +	۱۲
		٤٩	٧ +	17
		A١	٠+	. 14
		71	۸ +	١٨
عب	ع صفر	عب ۲۲۸	r: -	1
\	منر ۱۰ = سفر =	1. E	۳۰ ¹ + صفر	

الثين Percentile

تبين لنا عند دراسة نصف المدى الربيعي أن للمجموعة ثلاث ربيعات وأربعة أرباع. فنحن اذا عددنا أفراد أية بجوعة مبتدئين بأقلها قيمة حتى نصل الى ربع أفراد هذه المجموعة بفان النقطة التي نصل اليها بهذه الطريقة ويقع تحتها (لم بحوع أفراد هذه المجموعة أي ٢٥/، هي ما تسمى بالربيع الأدنى Quartile Lower أما اذا عددنا أفراد هذه المجموعة مبتدئين بأكبرها قيمة حتى نصل الى ربع أفراد المجموعة، كانت النقطة التي نصل اليها بهذه المطريقة، والتي يقع تحتها لي بعم أفراد هذه المجموعة أي ٧٥/ منها هي الطريقة، والتي يقع تحتها لي ويع أفراد هذه المجموعة أي ٧٥/ منها هي الربيع الأعلى Wedian كذلك عرفنا أن الوسيط Median هو الربيع الثاني أي النقطة التي يقع تحتها ٥٠/ من الحالات.

ولكن لو قسمنا المجموعة الى مائة جزء، فان المئين يكون هو النقطة التي

تحدد هذه الأجزاء، ذلك ان المئين هو أحد النقط الـ (١٠٠) التي ينقسم اليها النوزيع الى مائة جزء فهو يحتوي على أبين الأجزاء أو الدرجات أو الأفراد على فالمئين الد ٨٠ مثلا لدرجات مجموعة من الطلاب في اختيار للقدرات يعني القيمة التي يفوقها او يتعداها ٢٠/ من الطلاب والتي يقل عنها أو يقع دونها القيمة التي يفوقها او يتعداها ٢٠/ من الطلاب والتي بقل عنها أو يقع دونها ١٠٠٠ منهم اذا كان الترتيب المستخدم تنازليا، فالتوزيع اذا يقسم الى (١٠٠) مستوى أو (١٠٠) جزء أو (١٠٠) فئة ثم ننسب درجة الفرد الى أحد هذه المستويات أو تلك الأجزاء أو الفئات. فنحن عندما نرتب درجات الأفراد ترتيبا تصاعديا أو تنازليا يمكن تحديد الوضع النسبي للفرد أي وضع الفرد بالنسبة لأقرائه في المجموعة.

وغن في عجال علم النفس نستخدم المقاييس العقلية، وهذه تكون نتائجها على هيئة مئين، لذلك نلاحظ أن الاختبارات أو المعايير العقلية ملحق بها جدول يبين المئين المقابل للدرجات المختلفة ذلك حتى اذا طبقناها على أي الأفراد وصحح هذا الاختبار فإننا من الجدول يمكن معرفة مركز هذا الفرد بالنسبة لزملائه أو يمكن معرفة رتبته المئينية Percentile Rank أي تحديد الوضع النسي له.

فَأَذَا كَانَ لَدِينَا بَحْوِعَة مَكُونَة مِن (٥٠) طالبًا وكان لدينا طالب حصل على درجة أفضل من ٤٠ طالبًا من هذه المحموعة فمعنى هذا أن هناك ٩ طلاب قد حصلوا على درجات أفضل منه، وهذا يعني أيضًا أنه يقع في المئين الله على هذا يمكن حساب الدرجة المئينية لهذا الطالب طبقا للمعادلة الآتية:

ومعنى ذلك أنه قد حصل على درجات أعلى من (٨٠٪) من مجموعة الطلاب التي ينتمي اليها، و ٢٠/ حصلوا على درجات أعلى منهُ. وعلى هذا فالربيع الادنى هو نفسه المئين الد (٢٥) والربيع الاعلى هو نفسه المئين الد (٢٥) والربيع الادنى تقع نفسه المئين الد (٧٥) ذلك أن المئين الخامس والعبرين والربيع الاعلى أ. المئين الخامس والسبعين يقع قبله ثلاثة ارباع القيم.

وإذا رجَّمنا للمثال المعطى لنا وهو يمثل درجات مجموعة مكونة من (١٦٤) طالب في مادة اللغة الانجليزية:

تكرار منجمع صاعد	ಲ	ف
۱٦٤	٣	AO
171	0	۸۰
١٥٦	٥	٧٥
101	1.	y.
151	14	10 754
١٢٩ نقطة الربيع الأهلي	۱۵	10 فئة الربيع 10
1118	۲٠	٥٥ الإعلى
12	77	٥٠١
٦٧	**	⁶³ فئة الربيع
22نقطة الربيع الأدنى	10	دع الادنى
*4	١٣	70
17	١٢	٣٠
í	í	70
صغو	به صفر	۲.
	م ج ك ١٦٤	

وقد حسب الربيع الأدنى والربيع الاعلى على النحو التالي:

رتبة الربيع الأدنى
$$=$$
 $\frac{175}{3}$ $=$ 13

رتبة الربيع الاعلى $=$ $\frac{175}{3}$ \times π $=$ 174

رتبة الربيع الأدنى $=$ 0 \times \pm 0 \times 17 \times 0 $=$ 13

الربيع الأدنى $=$ 0 \times 17 \times 0 $=$ 17

فإذا أردنا أن نعرف المئين (٢٥) فائن رتبته $= \frac{70}{100} \times 172 \times 172 = 11$ وهذا يعني أنه سوف يكون في الفئة ($100 \times 100

 $= 172 \times \frac{70}{100} = 172 \times \frac{70}{100}$ وإذا رغبنا معرفة المئين الـ (70) فإن رتبته $= 172 \times 170$ ورخبنا معرفة المئين الـ (70 ـ) وتكون قيمته $= 170 \times 100 \times 100$ $= 170 \times 100 \times 100$

أي أن الربيع الأدنى هو المئين الـ (٢٥) والربيع الأعلى هو نفسه المئين الـ (٧٥) كما سبق القول . . .

ولكن كيف يمكن لنا ايجاد الرتبة المئينية لقيمة من قيم المجموعة . ٢.

لقد تعملمنا كيفية الحصول على القيمة التي تقابل مئينا معينا، ولكن كيف يمكن لنا معرفة درجة حصل عليها فرد أن غدد مركزها وسط المجموعة التي ينتمي إليها هذا الغرد.. النفرض أن هناك طالبا قد حصل على درجة ٥٨ في امتحان اللغة الانجليزية السابق الاشارة إليه فنلاحظ أن الدرجة ٨٥ تقع في الفئة (٥٥ –) وأن هناك (٩٤) فرداً درجاتهم أقل من الحد الأدنى للفئة كذلك فإن تكرار الفئة (٥٥ –) هو (٢٠) لذلك فإن عدد أفزاد الفئة (٥٥ –) مو (٢٠) لذلك فإن عدد أفزاد الفئة (٥٥ –) التي تقل درجاتهم عن ٥٥ هو $\frac{60-60}{10} \times 10$

وعلى هذا فإن خطوات ايجاد الرتبة المثينية التي تقابل احدى القيم في أي المجموعات هي: ــ

- عدد الفئة التي يقع فيها والحد الأدنى لهذه الفئة .
- احسب التكرار المنجمع (الصاعد أو النازل) قبل هذه الفئة.
- احسب عدد أفراد الفئة التي تقل عن القيمة تبعاً للمعادلة الآتية:

براجم التكرار المتجمع (الصاعد أو النازل) قبل الغنة + عدد قم الفئة التي تقل عن القيمة المعطاء.

_ تحسب الرتبة المئينية المطلوبة بالمعادلة التالمة:

مثال (١)

الجدول التكراري التالي يصور درجات مجموعة مكونة من ٢٠٠ طالب في مقياس سوسيومتري لتحديد الأفراد الذين يتمتعون في جاعتهم بسهات القائد وسهات الفرد المنبوذ

التكوار المتجبع الصاعد	التكوار	" الفئات
۳٠	۳.	۲
۸۰	٥٠	٤
14.	٤٠	٦
14.	: 0+	٨
Y • •	7	1.

والمطلوب ايجاد المثين ٢٠، ٨٠ ثم ايجاد الرتبة المئينية .

مثال (۲)

ارجع الى صفحة ٥٦ مذكرة السنة الثانية لايجاد المئين ٢٠، ٢٥، ٣٠، ٣٥، ٨٠ لمثال ورّنُ (٤٠) طالبا

مثال (٣) أعطى لك الجدول التكراري التالي الذي يصور توزيع احدى القدرات الابداعية: _

ك	ن
Y	۲٠
٥	1.4
10	17
۱۳	11
Α	14
Y	١٠

والمطلوب

أولاً: حساب قيمة المثنين الـ (٢٠) والـ (٥٠) والـ (٤٠).

ثانياً: حساب الدرجات الميارية المقابلة للقيم ١٢، ١٣، ١٦، ١٧،

الفصل الخامس

معاملات الارتباط

Coefficient of correlations

يستخدم معامل الارتباط في عام النفس لأفراض متعددة كثيرة منها الكشف عن مدى التشابه أو الاختلاف بين القدرات وبعضها وبين السيات وبعضها البعض.

على أن الارتباط بين ظاهرتين أو بين متغيرين أو بين سمتين أو قذرتين لا يعني أن أحدها علة للآخر أو سببا له ، بل قد يكونا هما الاثنان علة لمتغير آخر او متغيرين او متغيرات أخرى . فالارتباط لا يعني العلية . فقد ترتبط ظاهرتين أو متغيرين للسباب عرضية أو لأسباب لا ترجع لأي من الظاهرتين أو أن أحد المتغيرين سبباً لآخر أو شرط له ، على أنه قد يكون الشرط الوحيد له .

ومعامل الارتباط إنما هو مقياس احصائي يبين مستوى العلاقة وحجمها ، بين ظاهرتين يتغيران معا . أو هو مقياس يبين التغير الاقترائي بين ظاهرتين . وهو معامل يتراوح بين ± (٠,١): أي أن معامل الارتباط قد يكون موجبا وقد يكون ماحيح .

وعندما يكون معامل الارتباط يساوي (١) صحيح وموجب فهذا يعني أن التغير في أحد الظاهرة الأخرى أو المتغيرين يصاحبه تغير في الظاهرة الأخرى أو المتغير الآخر، وان هذا التغير تغير تام أو مطلق فقطعة الثلج ينقص حجمها المتغير الأخر، وهنا يكون الاقتران سلبيا وقضيب الحديد يزداد طوله

بزيادة درجة الحرارة.. وهنا يكون الاقتران ايجابيا. كذلك العلاقة بين قطر الدائرة وبحيطها. وأيضا فانه كلما زاد الضغط قل الحجم والعكس صحيح وهذا يعني أن هناك علاقة طردية موجبة تامة أيضا _ في حدود معينة _ . ويكون معامل الارتباط كسر من واحد صحيح وهذا يتأتى عندما يصاحب التغير في أحد المتغيرين تغيرا جزئيا في المتغير الآخر، وأن هذا التغير يحدث غالبا، كأن يكون هناك معامل ارتباط موجب وجزئي (٨٠٥،،٥٠،،٥٠، من واحد صحيح التحصيل الدراسي والذكاء . ويكون معامل الارتباط كسر واحد صحيح ولكنه منخفض ذلك أن التغير في أحد المتغيرين يصاحبه تغير في المتغير الآخر أحيانا، كأن يكون هناك معامل ارتباط يساوي (٨٠٠٠) أو (٠,٢٠) بين أحيانا، كأن يكون هناك معامل ارتباط يساوي (٨٠٠٠) أو (٠,٢٠) من المتحصيل الدراسي والاستقامة وهذا يعني أن في (٨٠٠٠) أو (٢٠٠٠) من الحالات يكون المتفوق دراسيا شخص مستقيم في سلوكه وأخلاقه . .

وقد يكون معامل الارتباط يساوي (صفر) وهذا يعني عدم وجود أي علاقة بين النغير الذي يحدث بين متغير ومتغير آخر. كالعلاقة بين حجم الجسم والصلع.

كذلك فمن الممكن أن يكون معامل الارتباط جزئي وسلبي، كأن يكون مصادفة ، كارتفاع أسعار البترول في البلاد العربية صاحبه حدوث زلزال مدمر في اليابان . . كذلك فان هناك طالبا متخلفا دراسيا وليس له أي نشاط اجتماعي هنا ليس لأي منها تأثير على الآخر فالسبب انما يرجع للمرض وهو متغير آخر . .

والعلاقة في مجال العلوم الانسانية بين متغيرين لا تكون مطلقة أبدا أي لا يعبر عنها ب ١٠- ١ انما تكون العلاقة دائمًا كسر من واحد صحيح ذلك أننا في العلوم الانسانية ندرس الانسان وسلوكه والانسان متغير وغير ثابت على

حال كذلك فان هناك متغيرات كثيرة تغير حالته النفسية من حالة الى حالة أخرى . . لذلك تأتي العلاقة جزئية موجبة أو جزئية سالبة . والعلاقات بين المتغيرات قد تكون:

- ـ تامة موجية.
- _ تامة سالية.
- جزئية موجبة.
- جزئية سالية.
- ـ لا توجد علاقة اطلاقا أي أن معامل الارتباط يساوي (صفر).

ومعاملات الارتباط التي سوف تدرسها:

- _ معامل ارتباط الرتب لسبيرمان.
- معامل ارتباط بيرسون من القيم الخام.
- معامل ارتباط بيرسون عن طريق الاغراف.
- .. معامل ارتباط بيرسون عن طريق جدول الانتشار.
 - ... معامل التوافق
 - ـ معامل فاي
 - معامل الارتباط الثنائي.

معامل ارتباط الرتب

قد نرغب في ترتيب بجوعة أفراد فصل دراسي في سمة القيادة أو و النبذ و ذلك باستخدام مقياس كمي للارتباط بين هاتين السمتين . ولقد وضع سبيرمان قانونا بمكن به تحقيق هدذا المدف وهدو على النحو التالي:

$$\left(\frac{r_1+\frac{1}{2}\omega^r}{\omega(\omega^r-r)}\right)$$

فلنفرض أن لدينا بجوعة مكونة من عشرة أفراد ونريد أن نحدد سمة «القبادة» وسمة «التبذ» لهذه المجموعة في هاتين السمتين عن طريق تطبيق مقياس سوسيومتري. ولقد طبق المقياس بالفعل وكانت الدرجات التي حصل عليها أفراد هذه العينة على النحو التالي:

مريع	الفرق	رتبه سعة	رتبة سعة	سمة النبذ	سية	أفراد
		. النبذ	القيادة		القيادة	العينة
17,5	T,0 -	٤,٠	٧,٥	Ψ.	٣	١
١,٠	۱,۰ -	٦,٠	٥	٥	٥	۲
۲۰,۳	1,0 _	٧,٥	٣	٤.	٧	٣
١,٠	۱,۰ =	٣,٠	۲	٨	٨	٤
١,٠	۱,۰ =	۲,۰	\ \ \	1	4	o
70,.	٥,٠ _	١,٠	٦	1.	í	٦
٦,٣	Y,0 -	0,.	٧,٥	٦	٣	٧
۲,۳	1,0 =	٧,٥	9,0	٤	٣	٨
١,٠	١,٠ -	9,0	1 - , -	٣	1	5
44,.	٦ -	1.,.	1,-	1	٦	1.
1.7,7						

نلاحظ أن هناك قيمة تكورت في سمة القيادة رقيسة أ غرى تكورت في سمة النبذ وهذا يتطلب منا أن نعطي ترتيبا منوسطا لكل من عاتين القيستين. فالقيمة (٣) تكورت مرتين في سمة المقيادة وعلى هذا فاننا نعطيها رتبة منوسطة بين (٨,٧) فيصبح الترتيب (٧,٥) وتعطى القيمة التالية لها الرتبة (٩). وهذا نفسه نقوم به بالنسبة المقيمة (٤) التي تكررت مرتين في سمة النبذ.

واذا كانت هناك رتب تكورت ثلاث مرات مثلا فان كل منها تحصل على نرتبب متوسط أيضا.

ولما كان قانون سبيرمان يعني أن:
$$=$$
 معامل الارتباط $=$ الفروق بين الرتب $=$ بجموع $=$ بجموع مربعات الفروق

فبالتعويض عن هذا القانون

هناك فردان أ ، ب يقومان بالحكم على فرد آخر في سمة القيادة ونرغب نحن في معرفة ما اذا كان هناك اتفاقا في الحكم بين هذين الفردين على هذه السمة موضع الحكم أم لا . . لذلك فقد أعطى لهذين الفردين مقياسا للمكانة السوسيومترية مؤلف من ١٢ موقفا فاذا كان الفرد يتمتع يسمة القيادة حصل على ٣ درجات اما اذا كان لا يتمتع بهذه السمة حصل على درجة واحدة وكانت درجات الفرد في ضوء هذه المواقف كما يلي:

الحكم (ب)	المكم (أ)	أركام المواقف
4.	۲	
1	١	. 4
٣	. "	۳
1	1	£

الحكم (ب)	الحكم (أ)	أرقام المواقف
٣	١	٥
٣	۴	٦
١	١	٧
١	۴	٩
٣	١.	
١	٣	١.
١	۳	11
٣	١	17

والمطلوب حساب معامل الارتباط بين هذين الحكمين للتأكد من الاتفاق في الحكم من عدمه.

طبق اختبار للتحصيل الدراسي على عينة مكونة من (٣٠) تلميذاً مرتين بهدف الحصول على معامل ثبات لهذا الاختبار باستخدام معامل ارتباط الرتب لسبيرمان.. وكانت الدرجات كها يعرضها الجدول التالي:

التطبيق الثاني	النطبيق الأول	الزقم	التطبيق الثاني	التطبيق الأول	الرقم
٦٧	٦٧	١٦	77	77	١
77	٧٣	17	٦٧	γ.	۲
٦٧	٦٧	١٨	17	٧٠	٣
٧٠	٦٧	١٩	74	77	٤٠
٦٧	٦٧	۲۰	٨٥	٦٧	٥

التطبيق الثاني	التطبيق الأول	الرقم	التطبيق الثاني	التطبيق الأول	الرقم
٦٧	٦٧	۲١	77	٦٧	٦
۱۷	١٩	44	74	٦٧	٧
٧٣	17	74	٤٩	07	٨
٧٢	٦٧	Y£	٦٧	٦٧	٩
٦٧	٦٧	. 40	٦٨٠	79	1.
٦٧.	٦٧	77	٩٧	٦٧	11
٧٢	717	YY	٦٧	٦٧	14
` YY	· YA	YA	79	٦٤	۱۳
٧٦	γ.	۳۰	٦٧	٦٧	12

ثم أعيد تطبيق هذا الاختبار مرة ثالثة على نفس مجموعة التلاميذ والمطلوب حساب معامل الثبات لهذا الاختبار، ذلك باستخراج معامل ارتباط الرئب لسبير مان بين التطبيق الأول والثالث والجدول التالي ببين درجات أفراد هذه المجموعة في التطبيق الثالث:

التطبيق الثالث	رقم	التطبيق الثالث	رقم
٦٧	17.	17	١
٧١	١٧	٦٧	۲
٦٧	١٨	٦٧	٣
74	11	٧٥	٤
٦٧	۲٠	09	٥
٦٧	Y1	٦٧	٦
صفو	**	٧٨	٧
٧٣	77	٥٢	٨
٦٧	71	٦٧	4
77	40	٦٧	1.
7.7	77	70	11
7.7	**	٦٨	17
٧٣	44	٧١	17.
٧٢	۲٠	٧٢	1 £
79	٣٠	٦٧	10

لاحظ أحد الباحثين أن الأسر كبيرة العدد يكون عائلها قليل الانتاج في مضار العمل ذلك أن كثرة مشاكله الأسرية تمنعه من التغرغ لعمله والاهتهام به ورفع معدلات انتاجه.. فأردنا أن نخضع هذه الملاحظة للتجريب فاخترنا (١٥) أسرة كبيرة العدد وحصرنا معمدلات انتاج عائلها في مجال العمل فتجمع لدينا الجدول التالي، والمطلوب منا حساب معامل الارتباط بطريقة سيرمان للتأكد من صحة هذه الملاحظة أو عدم صحتها.

معدلات انتاج رب الأمرة	حجم عدد أفرادها	الاسرة
1.4	0	١
17	Y	۲
13	, , , , , , , , , , , , , , , , , , ,	٣
15	Ą	1
74	٨	٥
٠ ٨٧	ź	٦
10	٦	Y
٧٠	4	٨
71	1+	4
44	٦	1 •
44	١٠	11
۴.	٨	11
**	۵	14
75	1 .	11
1.4	٨	10

معامل ارتباط بیرسون Product-moment Correlation

كلمة moment تفيد انحراف القيم عن المتوسط مرفوعة لابة قوة وتقوم التسمية على أساس أن المقدار الهام فيهذه الطريقة هو حاصل ضرب انحراف من القيمتين المتقابلتين في المتغيرين عن منوسطها.

ولقد لاحظنا ان معامل ارتباط الرتب يقومعلى حساب الرتب لا القيم ذاتها وأن زيادة القيمة أو نقصائها لا يغير من وضعها بالنسبة للمجموعة ، بينها الأمر مختلف في معامل ارتباط بيرسون من القيم ذلك أن هذا المعامل يتأثر بأدنى تغير في قيمة لذلك فائنا نقول أن حساب معامل الارتباط عن طريق استخدام معامل ارتباط بيرسون من القيم يكون أكثر دقة عما لو استخدمنا معامل ارتباط الرتب لسبيرمان .

ونعرض فيا يلي لدرجات بجموعة مكدونة من (٥) أفراد في مقياسين أحدها للانطوان الانبسط (من) والاخر للتصابيه (ص) والمطلوب حساب معامل الارتباط بين هذين المتغيرين باستخدام معامل ارتباط بيرسون من القيم الحام مباشرة..

ص۲	ص۲	س X ص	قيم حق	تحيم س	الأفراد
14	4	71	٧	۳	١
40	Ĺ	1.	٥	۲	٣
4 * *	54	٧٠	1.	V	٣
43	40	7.	٦	٥	£
111	71	41	17	٨	٥
TOE	101	444	٤٠	40	ن= ه

والخطوات التي اتبعت تتلخص في:

- . الحصول على عجب س، عجه ص وهي القيم الخام نفسها .
- _ ضرب كل قيمة من قيم المتغير (س) في مقابلها من قيم المتغير (ص) ثم الحصول على عجه س ص،
- _ تربيع قيم (س)، وكذلك نربيع قيم (ص) ثم الحصول على مج س٧، عجد ص٧.

معامل ارتباط بيرسون باستخدام المتوسط الحسابي

يقوم حساب معامل ارتباط بيرسون عن طريق المتوسطين الحسابين لكلا المتغيرين المراد معرفة العلاقة بينها بحساب انحراف كل قيمة مَن قيم كل منغير عن متوسطها . . ثم تربيع هذه الانحرافات وضربها في بعضها بعد ذلك .

أي أننا نقوم بجمع قيم المتغير (س) ثم قسمة الناتج على بجموع أفراد العينة (ن) وبذلك نحصل على متوسط قيم هذا المنغير.

.. ثم نجمع قيم المتغير (ص) ونقسمه على (ن) أي على مجموع أفراد العينة ونحصل من هذا على متوسط قيم المتغير (ص).

_ نحسب انحراف كل قيمة من قيم المتغير (س) عن مترسطها ، ذلك بطرح كل قيمة من قيم هذا المتغير من هذا المتوسط ونوضح ناتج هذه العملية في عمود (ح س).

.. كذلك نحسب انحراف كل قيمة من قيم المتغير (ص) عن متوسطها ذلك بطرح كل قيمة من قيم هذا المتغير من هذا المتوسط ونوضح ناتج هذه العملية في عمود (ح ص).

_ نربع كل المحواف موجود في العمود ح س كذلك العمود (ح ص) فنحصل على العمود ح س والعمود ح ص من فيكون لدينا عجد ح س من عجد ح ص من .

_ وأخيرا نضرب الانحراف ح س في الانحراف ح ص لنحصل على العمود ح س ح ص ، ثم نقوم بجمع قيم هذا العمود لنحصل على مج ح س ح ص ،

أجرى باحث دراسة على بجموعة مكونة من (١٠) أفراد لمعرفة العلاقة بين مستوى قدرتهم على التحصيل (س) وذكائهم (ص) وكانت درجاتهم في هذين المتغيرين على النحو التالي:

44,40	067,00	٧١,٢٥	174,40	·· A, Y O	1 - 4, 40	74,70	1,40	04,70	٠٣,٧٥	44,40	47,70	20 × 200
	÷ +1.0 +-0'.1.4	A17,70	727,70	7,70	44,40	188,50	27,70	17,70	.,70	\$77,70	177,70	500
 ميفو خس×خص	÷ +10	YA,0	14,0	1,0	۸,٥	11,0	, , , ,	4,0	.,0	Y1,0	11,0	8
	77,0-4	7,70	07,70	A-*40	107,70	1,70	7,70	75-,70	07,70	7,70	04,70	2007
77,0	TT,0 +-	7,0	۷,٥	0,0	17,0	۲,0	٧,٥	10,0	٧,٥	1,0	٧,٥	20
4 7	740			Įń.	7.	•	6.0	4.4	٧٦-	*	•	8
₹ •	١٧٥	10	7.	44	٠	6	7.	77		-	۲0	ç
بنو <u>ن</u> نو			pie.	>	<.	"a	0	ęn.	4	- 1	•	Ç.

ويكون قانون الحصول على معامل ارتباط بيرسون باستخدام المسوسط الحسابي على النحو التالي:

أي يكون معامل الارتباط في هذه المسألة: ر =

معامل ارتباط بيرسون باستخدام المتوسط الفرضي

ولكن يلاحظ في الطريقة السابقة (طريقة استخدام المتسوسط الحسابي الحقيقي) ان السهولة التي تتميز بها هذه الطريقة قد اضاعتها القيم غير الصحيحة للمتوسطات الحسابيان لذلك نحاول في طريقة أستخدام المتوسط الخسابي الفرضي ان نتغلب على هذه المشكلة ففي المثال السابق كان المنوسط الحسابي الحقيقي للمتغير (س) (١٧,٥) فلكي نقضي على الكسر نختار الوسط المقيقي للمتغير (ص) ولما كان المتوسط الحقيقي للمتغير (ص) المنافير (ص) ولما كان المتوسط الحقيقي للمتغير (ص) الخطوات السابقة بعد ذلك ثم نستخدم المعادلة التالية الحصول على معامل ارتباط بهرسون باستخدام المتوسط الفرضي .

ونعرض فيا يلي لجدول العمليات الحسابية للمثال السابق في ضوء المتوسط الفرضي ونلاحظ خلو القيم من الكسور.

ح س × ح ص	ح ص	ح ص	حَ س	حَ س	ص	ص	ن
YY	171	11	124	Y	٥٠	40	1
Y1	111	11	1	١ ،	٦٠	14	۲
	**1	١ ،	-75	_ A	۳۸	1.	٣
	4	٣	440	10	24	44	٤
14	*1	3	•••	٧.	٤٥	۲.	٥
**	111	11	••4	۳	٥٠	10	٦
117	۸١	4	174	18	٣٠	٥	٧
•••	١ ١	١	.40	٥	1.	22	٨
107	441	14	• 45	٨	4+	1+	4
AY	A£1	74	••4	٣	1.	10	1.
904	7-17	07 +	414	40	440	140	ن =
77 -		<u> </u>		*• +	44	1.4	= 6
675 +		0A —		٥ —			

معامل ارتباط بيرسون من جدول مزدوج

الجدول المزدوج احيانا ما يطلق عليه جدول الانتشار . . وجدول الانتشار الجدول المزدوج هو عبارة عن جدولين تكرارين وضعا معا ليمثلا درجات متغيرين من المتغيرات المراد معرفة طبيعة العلاقة بينها . على ان في الجدول المزدوج توضح علامة واحدة تعبر عن قيمتين بالنسبة للمتغيرين الاول والناني . بينها في الجدول التكراري نضع علامة واحدة تعبر عن قيمة واحدة من قيم هذا الجدول . .

على اننا نستخدم طريقة التكرار المزدوج لفشات الدرجات في حساب معامل الارتباط الا اذا كان عدد الافراد يزيد على (٤٠) فردا. وعندما يقل عدد الافراد عن هذا الحد فان القيمة العددية لهذا المعامل تتأثر الى الحد الذي يبعدها عن القيمة الحقيقية للارتباط..

ونعرض للمثال السابق (صفحة) الخاص بالانطواء / الانبساط (س) والعصابية (ص) ونحاول تكوين الجدول المزدوج له والدرجات كانت ...

ص	س	ù
٧	۲	1
٥	٧	*
١٠.	Y	۳
	0	£
٦ - ١	0	£
14	A .	٥
<u> </u>	70	

جدول ارتباط Correlation table

-			1

مج	= 34	- A	- £	س/ص
۲			11	- 4
٧		١	١ ١	-0
١	١			- A
Ó	7	١	۳	€*

5

يدل انتشار العلامات وهي تسير في الاتجاه أ _ د على ان هناك علاقة موجبة

يدل جدول الارتباط السابق على العلاقة بين (س، ص) وقد تم تكوين

هذا الجدول على النحو التالي بـ

- ١ _ جعلنا فئات المتغير س في المربعات الرأسية.
- ٢ _ وجعلنا فئات المتغير ص في المربعات الافقية.
- ٣ _ فئات المتغيرين س، ص بطريقة الجدول التكراري.
- ٤ وضعت درجات المتغيرين بتفريع كل درجتين متقابلتين معا فعلى سببل المثال تم تفريع القيمتين الخاصتين بالفرد (١) وها ٣، ٧ معا . فالقيمة ٣ فرغت في الفئة (٤) ذلك في المربع الذي يجمع بينها . . .

وقد تم ذلك بالنسبة لكل القيم الخاصة بالمتغيرين (س، ص)

مثال

الدرجات التالية هي درجات عينة مكونة من (٨) افراد في متفيرين (س ، ص) والمطلوب حساب معامل الارتباط من جدول ارتباط مزدوج ذلك بتوضيح شكل هذا الارتباط . .

بجدول ارتباط مزدوج

هج	- 04	- 84	- 77	- 11	س/ص
٤	4	11	,	1	- 1
Y			11		- 17
صفر					- 44
۲				11	- 77
٨	١	۲	7	۲	مج

لقد تم تكوين جدول الارتباط المزدوج هذا بالطريقة السابقة في المثال السابق وتدل العلاقة هنا على انها سليمة ذلك ان الانتشار يسع في الاتجاه (جـ ـ ب).

أمثلة

مثال (1)

طبق اختبار سوسيومتري على بجوعة من الطلاب عددهم (٣٨) طالباً وطالبة وكانت درجاتهم في الأبعاد الثلاثة للمقياس السوسيومتري كما يلي:

6.4 42.2			\$ M >
التبذ	القيادة	القبول	رقم الطالب
٣	18	14	١
11	١ ،	£	۲
14	٧.	Y+	۳ .
صفر	Υ	٣	٤
1	مفر مفر	صفر	0
	مقر	صفر	1 4
	. 0+	££	, v
۲ ا	١,	۳	, A
صقر	مقو	صفر	4
١	مفر	٥	1.
17	١ ١	۲	11
٣	۲	٥	17
٦	٣	٣	14
٣	£	111	12
٣	مقو	٦	10
14	٥	1	17
مفو	صفر	مقر	. 17
صفو	صفر	صفر	14
٥	١ ١	صقر	14
	۲	۳	4. 1.
مفر	_ \	٣	12 Th
10	صفر	í	77
_ 1	۲	٥	77

- - -

النبذ	القيادة	القبول	رقم الطالب
صفر	صفر	صفو	71
11	۲ ا	17	40
٧	1	٠٣.	Y7.
۲	۲	٥	**
٧	44	10	44
٧	. £	18	74
صفو صفو صفو	صفر	١	۳.
صفو	٨	17	۳۱ .
صقر	١	٤	**
١	١ ١	۳	77
٥	صفو	4	37
44	۳	1+	40
0	£	Y	4.4
10	٧	۲	. 474
10	٧	۲	TY
٥	صفر	۲	***

المطلوب أولا:

حساب معاملات الارتباط بين القبول والقيادة وبين القبول والنبذ وبين القيادة والنبذ، ذلك باستخدام طريقة بيرسون من القيم الخام المباشرة.

ئانيا :

حساب مغاملات الارتباط بين القبول والقيادة وبين القبول والنبذ، وبين القيادة والنبذ، ذلك باستخدام الجدول المزدوج.

: 131

حساب معاملات الارتباط بين ابعاد القبول والقيادة، وبين القبول والنبذ، وبين القبول والنبذ، وبين القبادة والنبذ ذلك باستخدام طريق المتوسط الفرضي، ثم بطريقة المتوسط الحقيقي.

مثال (۲) من الجدول التالي استخرج المئينات ال: ۲۵، ۲۵، ۵۰، ۵۰، ۲۵

	4 .
10	۲.
14	YO
17	٧٠
14	40
11	٤٠
17	10
17	0 •
۱۲	00
. 14	1.
17.	

مثال (٣)؛

	<u> </u>			
۳۰	40	۲٠	1/4	13
٧٠	40	3.	7.	٥٠
11	١٣	10	1.	17
٧٠	10	٤٠	٣٠	10
10	٣٠	YA	77	40
٦٧	70	38	٦٠	٧٠
٦٨	٧٠	۸۰	- 14	74
YO	٧٠	17	10	٨٠
**	14	17,	71	** [
**	77	77	77	٤٣

الدرجات السابقة هي درجات مجموعة من الطلاب عددهم (٥٠) طالبا، المطلوب المئينات الـ ٢٠، ٢٥، ٣٥.

مثال (٤):

احسب الدرجات المعيارية لطالب قام باجراء عدد من الاختيارات المنتسبة علم بأن درجاته الخام ومتوسطها الحسابي في هذه الاختبارات كانت على النحو التالي بـ

المتوسط الحسابي	الدرجة الحام	الاختبار
Y+	3.7	١
40	14	٣
16 ,	14	٣
17	40	£
13	14	0
۲٠	77	1
40 .	۳v	٧
۳٠	. 44	A
٤٠ '	. 0.	. 4
17	14	١.
**	T£	11
۳۷ .	١٣ .	14

مثال (٥): طبقت أربعة اختبارات عن مجموعة مكونة من ١٥ فرد وكانت درجاتهم على النحو التالي:

اختبار (1)	اختبار (۳)	اختبار (۲)	اختبار (1)	
1.4	۲.	14	1.4	1
**	10	1.6	٧٠	۲
71	40	14	40	۳
**	۳٤	78	. **	1 1
13	17	٣٥	13	٥
34,	1.4	٣٠	75	٠,
14	77	70	۳۰	٧
Y •	71	13	17	A
40	77	74	* 1.V	4
77	70	W£	1.4	1.
٧.	71	Y3	70	11
17	74	40	٣٠	144
14	17	1.4	77	14
۲٠	1.4	13	YA	16
**	17	15	**	10

والمطلوب حساب معاملات الارتباط بين هذه الاختبارات الاربعة ذلك باستخدام معامل ارتباط بيرسون من القيم الخام ووضعها في مصفوفة ارتباطية .

معامل التوافق

Contingency Coefficient

يستخدم معامل التوافق في الحالات التي يكون فيها المتغيران منقسان الى أصناف أو صفات متميزة أو يختلفان معا اختلافا نوعيا، أو اختلافا كميا منصلا ولا يشترط ان يكون المتغيران موزعان توزيعات متصل.

والمثال النائي يوضع هذا الامر. علما بأن قانون معامل التوافق هوي

$$\overline{\frac{1}{n}-1}=\sqrt{1-\frac{1}{n}}$$

الجموع	ناجح	راس ب	المارسة الرياضية
Y**	10	14	رياضي
44	٧٠	4	غير رياضي
OA	70	**	المجموع

$$\left[\frac{1}{4} \frac{1}{4} \frac{1}{4} \frac{1}{4} \right] \frac{1}{4} = \left[\frac{1}{4} $

ریاض
$$\frac{1}{rq} = 11,40 \times \frac{1}{rq} \times = [7,57 + 1,57] = 127,0$$

$$\frac{1,.7100. - .01044.}{1.7100. - .01044.} = \frac{1}{1.7100.} = \frac{1}{1.7100.}$$

= ١١٧٦، ويقسمة هذا على ١١٧٦.

$$\ddot{b} = \frac{1}{4 \cdot 1} = 137.5$$

ومن المجدولُ التالي احسب معامل التوافق علما بأن الرقم الذي يعطيه لنا كندال = ٠,٧٠٧

الجموع	غير مستهدف	مستهدف	المكانة السوسيومترية
13	١٣	٣	المقبولين
1.6	[v]	11	المنبوذين
Υ£	۲٠	11	المجموع

معامل فاي Phi Coefficient '

معامل فاي Phi يمكن اعتباره حالة خاصة لمعامل التوافق، ذلك أنه يستخدم في الحالات التي يكون فيها المتغيران اللذان نريد معرفة طبيعة العلاقة بينها فنقسم كل منها الى قسمين كل له نوعية خاصة متميزة. فقد نريد ايجاد العلاقة بين مجموعة من الطلاب أجابوا على سؤال في أحد الاختبارات بنعم أو لا ومجموعة اخرى اجابوا على سؤال آخر في نفسل الاختبار بنعم او لا أيضا كذلك لو كان لدينا مجموعة من الطلاب قسمت الى قسمين احداها تعرضت للضغط الانفعالي قبل الامتحان والقسم الآخر لم يتعرض لهذا. والمطلوب معرفة أثر الضغط الانفعالي على النجاح والرسوب.

النسبة	: الجموع	ا ام يتعرضوا	تعرضوا	الضغط الانفعالي نتيجة الامتحان
1,14	A+.	10	40	رسبوا
٠,٥٣	4.	70	70	غيجوا
1,**	17+	٧٠	1	المجموع
	1,	134.	•,04	النسبة

ولكي نستخدم معامل Phi ينبغي ان نحول التكرارات التي بداخـل هــذا الجدول الى نسب مئوية في ضوء المجموع الكلي . . ذلك بجساب نسبة كل طلبة

وذلك بقسمة تكرارها على المجموع الكلي .

فالتكرار 70 يقسم على المجموع الكلي ١٧٠ = ٢٠٠ (أ) والتكرار 20 يقسم على المجموع الكلي ١٧٠ = ٢٠٠ (ب) والتكرار 10 يقسم على المجموع الكلي ١٧٠ = ٢٠٠ (جـ) والتكرار 70 يقسم على المجموع الكلي ١٧٠ = ١٠٠ (د) نسبة الذين رسبوا
$$9.5$$
 (هـ) نسبة الذين رسبوا 9.5 (هـ)

ونسبة من تعرضوا للضغط الانفعالي الراسبين والناجحين = ٥٩ (هَـ) ونسبة من لم يتعرضوا من الراسبين والناجحين = ٠,٤١ (يَ)

النسبة	لم يتعرضوا	، تعرضوا	الضغط الانفعال نتيجة الامتحان
۰٫٤٧ (هـ) ۱٫۰۰ (ي)	۲۲۰ (ب) ۱۵۰۰ (۵) ۱۶۰۱ (۵)	(1) -, (1) 4(-+) -, 74 -, 64 ()	رسبو! غ يموا النسبة

وقانون Phi على النحو التالي:

لو أردنا معرفة العلاقة بين من أجابوا بنعم ولا على السؤال الأول في امتحان لمادة اللغة الفرنسية ومن أجابوا بنعم ولا على السؤال الثاني في نفس الامتحان وكانت نتائج التكرارات على هذين السؤالين على النحو التاني:

النسبة	المجموع	y	نعم	السؤال الثاني
٠,٥٠	10	۵	1.	أنعم
۰,٥٠	10	1+	٥	ן צ'
1,	۳۰	10	10	4
	1,**	*,*	٠,٥٠	النسبة

T. + 1.3

النسبة	¥	نعم	السؤال الأول السؤال الثاني
-A +,0+	٧٠٠١٧ ب	1.,77	نعم
۰٫۵۰ ي	3 -, 44	٧١٠، جسلا	۲
١,٠٠	۰٫۵۰ ي	٠,٥٠ هـ	النسبة

$$\frac{i_{0} - \psi_{\infty}}{\sqrt{x_{0}}}$$

$$\sqrt{x_{0}} \times x_{0} \cdot y_{\infty} \cdot y_{\infty}$$

$$\sqrt{x_{0}} \times x_{0} \cdot y_{\infty} \cdot y_{\infty}$$

$$\sqrt{x_{0}} \times x_{0} \cdot y_{\infty}$$

$$\sqrt{x_{0}} \times y_{\infty}$$

معامل الارتباط الثنائي Bi Serial Correlation

قد يصادف الباحث حالات يكون فيها أحد المتغيرين مصنف الى فئات عددية بينا يتعذر تصنيف المتغير الآخر، بل ويكون هذا المتغير الآخر مقسم الى قسمين أو وحدتين أو صفتين كتوافق أو عدم توافق. انطوا / انبساط اجتاعي / غير اجتاعي متغيب / حاضر.. لذلك فنحن هنا نستخدم معامل الارتباط الثاني لنحل هذه المشكلة.

فالجدول التالي يبين عدد الافراد الذين رقعت عليهم جزاءات ومن لم توقع عليهم الجزاءات والعلاوات التي حصل عليها كل منهم:

الجبرع		- i	- ¥.	- 1	- 1	العلاوة الجزاءات أفواد وقعت
•	•	18	**	17	77	عليهم جزامات
		,				أفرادكم توقع عليهم
,	معر	3	71	77	.41	جزاءات
1.	0	71	\$7.1	40	111	الجبرع

والمطلوب حساب معامل الارتباط الثنائي للتأكد من وجود علاقة بين منغيري الجزاءات والعلاوات.

المتغير الأول:

ك ح	٦	ك	ف
14 -	Y - 1	- 4	١
٥ _	1 - 1	. 0;,	٣
صفر ۲۳	صفر	14	T
44	1	YY	٤
71	Y	14	٥
77 -		77	
17+	1	Į.	
74			

$$1 \times \cdot, 7 + 4 + 7,0 = 1 \times \frac{77}{77} + 7,0$$

$$7 = 1 \times 1,0$$

المتغير الثاني:

ك ح	٤	ك	ن
۲ -	Y	1	1
صفو	١-	ِ صَفَو	۲
صفو صفو	صفو	. 4	9
Y£	1	: 71 '	£ .
1.3	۲	<u> </u>	. 0
٧٠		01	
1-		ļ	. :
44	<u> </u>	<u>L.</u>	

$$A_{1} = 0.7 + \frac{AT}{20} \times I = 0.7 + 107.1 \times I$$
= 107.3

الانحراف المعياري (ع) للمجموعة الكلية:

ك حح	ك ح	ح	ಲ	ف
1. •	4	.٢-	1.	١
٥	0-	1	ا ه	۲
مىفر	صفو	صفر	Y£	٣
13	173	1	ะา	£
12.	٧٠	Y	40	0
771	Y0 -		17.	
	117			
ļ ·	41			

$$31\sqrt{\frac{171}{171}} - (\frac{11}{171})^{7}$$
 $3\sqrt{171} - (\frac{11}{171})^{7}$
 $3\sqrt{171} - (\frac{1}{171})^{7}$
 $3=\sqrt{171} - (\frac{1}{171})^{7}$

·,£91 --

ولقد تمكن دنالاب Dunlap من تعديل القانون السابق ووضعه في الصورة التالية:

$$\frac{1}{\omega} \times \frac{r-1r}{\varepsilon}$$

فمتوسط المتغير الأول (م أ) = ٣,٨٤٨ أما متوسط المجموعة الكلية (م) =

$$+ v_{,0} = 1 \times \cdot ,voh + v_{,0} = 1 \times \frac{11}{17} + v_{,0}$$

$$1,voh = \cdot ,voh$$

$$1,£1 \cdot X \frac{\cdot,£1 \cdot -}{1,1714} = 0$$

$$\cdot,£14 -= 1,£1 \cdot X \cdot,ror -$$

حصل الباحث على الأرقام التالية لمتغيري الترقية والجزاءات. والمطلوب حساب معامل الارتباط الثنائي بين المتغيرين.

المجموع	٥	£	۳	٧	١	التوقية الجزاءات
11	4	Y£	۱۳	٨	14	وقعت عليهم جزاءات لم توقع
17.	17	۲٦	0 1A	£ 17	1 1 £	عليهم جزاءات المجموع

طبق مقياس للحكم على صلاحية مجموعة من الافراد للعمل، وفي الوقت نفسه استخدم محكا خارجيا للحكم على هذه الصلاحية. والمطلوب حساب معامل صدق هذا المقياس ذلك باستخدام معامل الارتباط الثنائي، ويمكن من الجدول التالي الوصول الى هذا:

- 1							
	الجموع	0	£	۴	۲	١	مقياس الجزاءات المحك الحارجي
	01	-	٣	10	YA	4	لم توقع عليهم جزاءات وقعت عليهم
Ì	15	_	٦	۳٠ .	YY	A	الجزاءات
l	17.		٨	£0	٥٠	17	الجموع



الفصل السادس حساب دلالة معاملات الارتباط

بعد أن درسنا كيفية الحصول على معامل الارتباط بين متغيين.. فان معامل الارتباط لا تكون له قيمة ، الا اذا كان دالا Singnificant والدلالة تعني ان هناك علاقة حقيقية بين هذين المتغيرين اللذين ندرس حقيقة العلاقة بينها ، ونهن نستطيع ان نحسب دلالة معاملات الارتباط التي نصل اليها بالطريقة التالية :

- ١ عديد عدد أفراد العينة التي نريد حساب العلاقة او الارتباط بين متغيرين
 قيسا فيها، وعدد الافراد هذا نرمز له بالرمز (ن).
- کے حساب درجة الحریة Degree of freedom ذلك بطرح عدد γ من قیمة γ درجة الحریة .
- ٣ ـ نأخذ درجة الحرية ونبحث امامها تحت النسبتين (٠٠٠)، (٠٠٠) فاذا كان معامل الارتباط (اي الرقم الذي حصلنا عليه) اقل من القيمة الموجودة تحت أي من هاتين النسبتين كل على حدة فانه في هذه الحالة لا يكون دالا أي لا يدل على علاقة حقيقية بين المتغيرين اللذين نبحث عن حقيقة العلاقة بينها . أما اذا كان الرقم الذي حصلنا عليه أي معامل الارتباط مساوي او يزيد عن أي من القيمتين الموجودتين تحت النسبتين الموجودتين تحت النسبتين الموجودتين تحت النسبتين الموجودتين حصائيا .
- اذا كان معامل الارتباط له دلالة عند ١٠,٠ قان هذا يعني ان نسبة الثقة فيه ٩٩٠٪، وأن نسبة الشك في هذا المعامل تساوي (١٪). اما اذا كان له دلالة عند (٠,٠٥) فان هذا يعني أن تنسبة الشك في هذا المعامل

٥٪ بينا نسبة الثقة فيه نساوي ٩٥٪.
 ونعرض فيا يلي لجدول معاملات الارتباط: _

		درجات الحربة			دوجات الحوية
٠,٠١	•,•6	(4-9)	*,•1	*1* 0	درجاب اعویه (ن ـ ۲)
+,647	٠,٣٨٨	71	1,	444	1
*,£AY	*, 441	40	1,44	+,4.0+	۲
٠,٤٧٨	3 77.	41	+,404	*,474	۳
+,£74	*,٣71	YA	4517	-,411	
+,£0%	•,٣٥٥	1 44	*,476	+,٧+٧	۱ ۱
+,564	.,٣٤4	۲٠.	*,744	****	٧
+,£14	٠,٣٢	70	057,0	**,577	٨
+,٣٩٣	*,4**1	\$ 4.	٠,٧٣٥	1,71.7	4
+,TYT,	*,YAA	£0	٠,٧٠٨	4,07%	١.
+,401	٠,٢٧٣	0-	****	٠,٥٥٣	11
٠,٣٧٥	٠,٢٥٠	3.	+,471	+,077	11
٠,٣٠٢	+,444	٧٠	+,751	+,011	14
*,YAT	+,717	٨٠.	4,377	+,647	115
+,٢٦٧	+,7+0	4.	+,1+1	*, *, £ A T	10
+,701	+,140	100	٠,٥٩٠	4,574	17
+,774	+,174	170	-,040	. 4,507	14
٠,٣٠٨	1,104	10-	150,0	+,511	1.4
+,154	+,117	7**	+,014	*7577	14
+,1YA	1,144	2	4,017	+,£ 17	71
+,110	*1***	0 * *	.,010	1.1.1	77
۰,۰۸۱	+,+77	1	•,6•6	+,٣٩٦	77

ولكي تتضح طريقة الحكم على معامل الارتباط وعما اذا كان له دلالة ام لا، فاننا نعطى المثال التالي :..



الفصل السابع مقاييس الدلالة اختيار « ت « test « t

يستخدم اختبار وت وكوسيلة لمعرفة حقيقة الفرق بين مجموعتين، وعلى اذا كان هذا الفرق فرقا جوهريا . . . اي له دلالة Significance احصائية ام لا فاذا كان له دلالة احصائية فمعنى هذا ان هذا الفرق فرق حقيفي أما اذا كان الفرق ليس جوهريا ، أي ليس حقيقيا فان هذا يعني ان هذا الفرق سوف يختفى عند اجراء هذا البحث عدة مرات . .

رعند استخدام اختبار (ت) لمعرفة مدى دلالة الفرق بين متوسطي عينتين عندلفتين في العدد فاننا نستخدم المعادلة التالية بم

$$\frac{\eta - \eta}{\varepsilon + \frac{3}{4}} = 0$$

ويلاحظ هنا اننا نطرح من (ن) رقم واحد فقط. أي (ن - ١).

واليك مثالين ينبين منها كيفية الحصول على قيمة «ت» كذلك طريقة الكشف عن هذه القيمة وهل لها دلالة احصائية ام لا. أي هل «ت» تدل على وجود فرق حقيقي ام فرق يرجع لظروف التعليق... ؟

لقد اجرى باحث دراسة على مجموعتين من الطلبة والطالبات استخدم فيها اختبارا لقياس القدرة الموسيقية فكانت درجاتهم على النحو التالي:

				1 4
كح	كخ	ž	4	ن
44	15-	۲	٧	٥
A	A —	1 - (٨	1.
صفو	مفر	صقر	ò	10
١.	1.	١	1.	۲٠
**	1.4	Ý	4	10
44	77	٣	11	۳٠
141	111		0 -	
	44-			1
	74		1	

$$\bullet \times \cdot, \forall A + 1 \forall, \bullet = 0, \forall A + 1 \forall, \bullet = \emptyset$$

$$\gamma_{1,\ell} \cdot = \gamma_{1} \cdot + \gamma_{1} \cdot 0 = \beta$$

$$\beta = \beta \cdot \frac{\gamma_{1} \cdot \gamma_{1}}{\gamma_{1} \cdot \gamma_{1}} \cdot \frac{\gamma_{1} \cdot \gamma_{1}}{\gamma_{1}} \cdot \frac{\gamma_{1}}{\gamma_{1}} \cdot \frac{\gamma_{1} \cdot \gamma_{1}}{\gamma_{1}} \cdot \frac{\gamma_{1} \cdot \gamma_{1}}{\gamma_{1}} \cdot \frac{\gamma_{1}}{\gamma_{1}} \cdot \frac{\gamma_{1}}{\gamma_{1}$$

الطالبات

ك خ	ك خ	ځ	હ	ڧ
71	14-	٧-	٦	0
٦	≒ 5 + 1	1 -	٦	1+
صفو	صفر	صفر	٨	10
٧	Y	١ ١	٧	4.
٦٠	۲٠ .	۲	10	40
177	01	۳.	14	٣٠
709	14-		7.	
	41			
	٧٣			

$$a \times 1.717 + 17.0 = a \times \frac{77}{7} + 17.0 = a$$

$$\frac{1}{3} = 0 \quad \sqrt{\frac{1}{r} - \frac{1}{r}} = \frac{1}{3} = 0 \quad \sqrt{\frac{1}{r} - \frac{1}{r}} = 0$$

$$\frac{7, \Lambda 7}{9} = 0 \times 17.1 \times 1.1 \times 1.7 \times 1$$

(ت) ليس لما دلالة عند أي من (٠,٠١) أو (٠,٠٥) كذلك طبق هذا الباحث اختبارا لقياس المكانة السوسيومترية بين مجموعتين منسارينين من الطلبة والطالبات وكانت درجاتهم على النحو التالي، والمطلوب حساب قيمة (ت) للتأكد من وجود فرق حقيقي بين المجموعتين ام لا . . ؟

الطلبة:

ك خ٢	ك خ	ځ	ائ	ف
41	14	4-	4	0
14	14-	· 1-	14	1.
مبقو	صفر	صفر	٣	10
1.	1.	\ \ \ \ \	1+	۲٠
75	17	۲	۳.	. 40
AY	W		٤٠	
	YY +			
	۸			

الطالبات:

ك خ٢	كخ	ځ	실	ف
٧٠	1	۲	0	٥
٩	4	1	•	1.
صفر ۱۱	صفر	مبقر	14	10
11	11	١	11	۲.
A 1.A	19 -	. 4	<u>۲</u>	10
 	10 +			

عينة الطلبة

$$0 \times (\cdot, Y -) + 1 \times 0 = 0 \times \frac{A -}{4 \cdot} + 1 \times 0 = 0$$

$$3 = 6 \sqrt{\frac{7\lambda}{12} - \frac{(-\lambda)^2}{12}}$$

$$\overline{r(\cdot,r-)-r,\cdot o} = e$$

$$\gamma, \cdot \lambda \lambda \delta = 1, \epsilon 1 \forall \gamma, \gamma \times \delta = \overline{\gamma, \cdot 1} \setminus \delta = \epsilon$$

عينة الطالبات:

$$a \times (\cdot, 1 -) + 1 = 0, \forall i =$$

$$1 \forall y, - = \cdot, 0 - 1$$

$$1 \forall y, 0 = (\cdot, 0 - 1) + 1 \forall y, 0$$

$$\frac{\overline{Y(\underline{i} - 1)} - \underline{i} \wedge \overline{1}}{\underline{i} \cdot 1 - 1} \wedge 0 = \underline{\xi}$$

$$1, \cdot 1 - 1, \overline{Y} \wedge 0 = \overline{Y(\cdot, 1 - 1)} - 1, \overline{Y} \wedge 0 = \underline{\xi}$$

$$1, \cdot 1 - 1, \overline{Y} \wedge 0 = \underline{\xi}$$

$$1, \cdot 1 - 1, \overline{Y} \wedge 0 = \underline{\xi}$$

$$1, \cdot 1 - 1, \overline{Y} \wedge 0 = \underline{\xi}$$

$$1, \cdot 1 - 1, \overline{Y} \wedge 0 = \underline{\xi}$$

$$1, \cdot 1 - 1, \overline{Y} \wedge 0 = \underline{\xi}$$

$$1, \cdot 1 - 1, \overline{Y} \wedge 0 = \underline{\xi}$$

$$1, \cdot 1 - 1, \overline{Y} \wedge 0 = \underline{\xi}$$

$$1, \cdot 1 - 1, \overline{Y} \wedge 0 = \underline{\xi}$$

$$1, \cdot 1 - 1, \overline{Y} \wedge 0 = \underline{\xi}$$

وبما أن عدد أفراد العينتين واحد، أي (٤٠٠) فاننا نستخدم المعادلة

$$\frac{\gamma_1 - \gamma_1}{3^{\gamma_1} + 3^{\gamma_2}}$$

$$\frac{\frac{\cdot, 0-}{\vee q, q \vee 1}}{\frac{\vee q, q \vee 1}{\vee q}} = \frac{\frac{\cdot, 0-}{\vee q, q \vee 1}}{\frac{\vee q, q \vee 1}{\vee q}} = \frac{\cdot}{\vee q, q \vee 1}$$

$$\cdot, \text{req} = \frac{\overline{\cdot, 0} - \overline{\cdot}}{1, \text{err}} = \frac{\overline{\cdot, 0} - \overline{\cdot}}{1, \cdot, 01} = \overline{\cdot}$$

ليس لها دلالة عند اي من مستويات الدلالة.

حساب الدلالة

ولكن كيف تم لنا الكشف عن دلالة (ت) أو عدم دلالتها ؟

في المثال الاول كانت قيمة (ت) تساوي ١,٢٠٢ بدرجة حرية ١٠٨٠ نقد قمنا بالنظر في الجدول التالي عند درجة الحرية (١٠٨) تحت مستوى لقد قمنا بالنظر في الجدول التالي عند درجة الحريد (٠,٠٥) تساوي (٠,٠٥) وهذه تفوق القيمة التي حصلنا عليها، وبذلك فان القيمة (١,٢٠٢) التي حصلنا عليها تـؤكد عـدم وجـود دلالـة ـ أي ليس هناك فـرق بين المجموعتين في السمة المقاسة بينها وهذا هو ما حدث بالنسبة للمثال الثاني والذي حصلنا فيه على قيمة (ت) وكانت تساوي ٩٤٩٠٠.

نسبة الاحتالات

, 1	*,* *	•,•0.	•.1•	٠,٥٠	رجات الحرية
					(ن ـ ۳)
ت = ۲۲٫۳۲	ت = ۲۱٫۸۲	ت = ۲٫۲۱	ت = ۲٫۳.٤	ت=١,٠٠٠	١
4,4 Y	4,44	٤,٣٠	7,47	٠,٨١٦	۲
0,45	1,01	4,14	7,40	+,٧٦٥	۳
٤,٦٠	7,70	٧,٧٨	۲,۱۳	+,٧٤١,	£
£,• ¥	7,77	4,04	٧,٠٢	+,٧٧٧	٥
۲,۷۱	27.7	Y,£0	1,98	*,٧١٨	٦
۳,٥٠	7,00	۲,۳,۹	1,4 •	1,711	Y
4,43	Y,4 +	7,71	1,44	٠,٧٠٦	٨
. 7,70	7,47	4,44	1,84	٠,٧٠٣	. 4
, Y,1 Y	7,77	٧,٢٣	1,41	•,٧••	1.
4.11	7,77	۲,۲۰	1,4 •	+,747	11
٧,٠٦	AF,Y	4,14	1,44	+,740	11
4,+1	7,70	7,17	1,77	+,745	14
4,4.4	7,77	7.14	1,77	+,444	11
7,40	7,4 •	7,17	1,40	-5741	10
7,47	4,04	7,17	1,40	1,341	11
Y,4 +	7,04	7,11	*,171	**,784	17
۲,۸۸	7,00	Y.1 -	1,74	445,0	1.4
7,43	7,0£	Y, • 4	1,77	AAF	14
Y,A £	7,07	4,+4	1,77	4,744	٧:

٠,٠١	•,•٢	•,•0	*.1*	٠,٥٠	درجات الحوية (ن - ۳)
7,84	7,07	Y, • A	1,77	٠,٦٨٦	41
4,44	4,01	Y,+Y	1,77	FAF,+	44
4,81	7,0+	Y,+V	1,71	OAF	77
7,4.	4,54	7,7	1,71	4,740	45
4,44	4154	7,+7	1,71	347.0	40
4,44	٨٤, ،	4,+4	1,71	3AF.	73
4,44	7,17	7,-0	1,7:	2AF,+	1 77
4,44	7,57	Y,+0	۱,۲۰	****	YA
4,43	7,17	۲,+٤	1,7+	****	74
7,70	7,57	41.4	1,4+	7AF.+	۳۰
7,77	Y,££	٧,٠٣	1,714	TARE	40
4,71	4,54	7, • 7	AF,1	147,1	\$.
4,14	7,11	۲,۰۲	1,74	178.	10
4,74	٧,٤٠	7,+1	1,74	+,774	0.
Y,33	4,44	٧,٠٠	۷۲٫۰	AYE	٦٠
7,30	Y, TA	γ,	1,77	4,774	٧٠
27,7	Y, TA	1,44	1,77	+,777	۸۰
7,77	7,77	1,44	1,77	1,777	4.
7,77	7,77	1,44	1,77	+,177	1
7,37	4,41	1,44	1,33	+,177	170
7,31	4,40	1,44	1,77	+,177	10-
7,7+	4,70	1,44	1,70	•,770	7
Y,04	۲,۳٤	1,44	1,70	•,170	***

	•,•1	•,•٢	•,••	٠,١٠	•,0•	درجات الحوية (ن - ۳)
	7,09	4,41	1,47	1,70	٠,٦٧٥	i · ·
ł	T,04	7,77	1,97	1,70	377,0	0
	Y,OA	7,77	1,47	1,70	٤٧٢,٠	1
	Y.OA	٧,٢٢	1,4%	1,70	177.	



الفصل الثامن تحليل التباين Analysis of Variance

يهدف تحليل التباين الى قياس دلالة الفروق بين مجموعتين او اكثر، وعها اذا كانت هذه الفروق، ان وجدت، راجعة الى اختلاف حقيقي بين هذه المجموعات وليس راجعة الى ظروف التجريب (التطبيق) او الى المصادفة (

ويتميز تحليل التباين عن اختبار وت وفي ان هذا الاخير يهاول كشف النقاب عن القروق بين بجوعتين، بين الذكور والاناث مثلا. النخ ويقوم تحليل التباين على اساس الحصول على نسبة (ف) هج. ratio التي تول اليها والتي هي محك الحكم في ضوء الجدول الذي وضعه Snedecor.

وعلى سبيل المثال فهناك ثلاثة مجموعات من الطلاب المنتسبين لمستويات اجتاعية مختلفة والمطلوب معرفة اذا ما كان هناك فرق بين هذه المجموعات الثلاثة بسبب تباين المستوى الاقتصادي ام لا.

()	(ب)	(1)
٨	٦	٧
Y	٨	٨
11	٥	. •
1.	i	٦
4	۳	۵
مج == 20	مج = ٥٢	ىج == ٣٥
م == 4) = e	4=6

اذا اردنا الحصول على نسبة ف F. ratio فعلينا أولا: حساب منوسطات المجموعات الثلاثة كل على حدة: فمتوسط المجموعة الاولى $= \frac{r_0}{0} = v$ ومتوسط المجموعة الثانية $= \frac{r_0}{0} = 0$ كذلك فان متوسط المجموعة الثانية $= \frac{r_0}{0} = 0$

ثانياء

حساب المتوسط الحسابي العام (اي المتوسط الحسابي لمجموع المتوسطات الثلاثة) وهو يساري هنا: $\frac{\Upsilon}{W} = \frac{1+0+\gamma}{W}$

نالتا :

حساب التباين العام General variance اي مجموع مربعات المحراف القيم في كل مجموعة عن المتوسط العام:

$$(Y-Y)^{+}($$

رابعا:

حساب التباین بین المجموعات ای حساب مربعات انحراف المتوسطات الفرعیة عن المتوسط العام وهذا یساوی مجموع مربعات الفروق فی العینة . = (V - V) + Y(V - V) = 0صفر $+ 2 + 2 + 2 \times 0 = 0$ خامسا:

حساب التباين داخل المجموعات اي حساب مربع انحراف القيم داخل المجموعات عن متوسطها الحسابي وهو يساوي جموع مربعات الفروق بين قيم المجموعة ومتوسطها الحسابي.

يلاحظ ان مجموع انحرافات القيم عن المتوسط العام يساوي (٧٤) وهذا هو مجموع مربعات انحراف المتوسطات الفرعية عن المتوسطالعام في عدد الافراد اي (٨ × ٥) تساوي (٤٠) زائد مجموع انحراف القيم داخل المجموعات عن متوسطها الحسابي وبمذا يساوي (٧٤).

سادسا:

حساب درجات الحرية Degrees of freedom

$$\gamma_0 = \frac{\xi_0}{\gamma} = \frac{1}{\gamma}$$
 التباين بين المجموعات

$$\gamma_{AAV} = \frac{\Upsilon\xi}{\Upsilon Y} = \frac{1}{2} - \frac$$

$$\gamma_{1} \cdot \gamma = \frac{\gamma_{1}}{\gamma_{1} \cdot \gamma_{2}} = \frac{\gamma_{2}}{\gamma_{1} \cdot \gamma_{2}} = F. ratio نسبة ف نسبة ف المجموعات المجمو$$

ويمكن ان نكون الجدول التالي:

التباين التقديري	درجات الحرية	بحوع الموبعات	: مصدر التباين
۲.	۲	٤٠	بين المجبوعات
۲,۸۳	١٣	٣٤	داخل المجموعات
۲۲,۸۳	-11	٧٤	المجموع الكلي

وبالكشف عن قيمة (ف) نجد أن وف، ليس لها دلالة أي أن الفرق هنا ليس فرقا حقيقيا ...

طبق احد الباحثين في علم النفس الاجتاعي استبيانا للاتجاهات على اربعة بحوعات فكانت درجاتهم على النحو التالي والمطلوب معرفة هل هناك فرق حقيقي في الاتجاهات بين هذه المجموعات ام لا...

2	جد	ب	1
70	YO	۳۸	77
***	٧.	£Y	17,
۲١	77	70	40
14	74	٣٦	40
**	- EV	۳۷	۲.
**	. 48	٤٠	۳٤ .
2.2	۳۷	٤١	۳۸
۲.	4.4	44	**
44	70	40	۳۷
۱٧	72	۳۷	71

نبدأ أولا بحساب المتوسط الحسابي لكل مجموعة على جدة:

$$au = \frac{ au au}{ au} = au$$
متوسط المجموعة الاولى

$$\pi_{\Lambda} = \frac{\pi_{\Lambda}}{1} = \pi_{\Lambda}$$
 متوسط المجموعة الثانية

منوسط المجموعة الثالثة
$$=\frac{rr}{1}=rr$$
 منوسط المجموعة الزابعة $=\frac{rr}{1}=rr$.

كذلك عسب المتوسط العام (وهو يساوي مجموع المتوسطات الاربعة:

$$T \cdot = \frac{17 \cdot}{\xi} = \frac{77 + 77 + 77 + 77}{\xi} = \frac{1}{\xi}$$

ثم نقوم بحساب التباين العام (وهو يساوي مجموع مربعات انحراف القيم في كل مجنوعة عن المتوسط العام:

كذلك نحسب التبايس بين المجمعوعات اي حساب مربعات انحراف المتوسطات الفرعية عن المتوسط العام (وهذا يساوي مجموع مربعات الفروق في السينة)

ثم حساب التباين داخل المجموعات اي حساب مربع انحراف القيم داخل المجموعات عن متوسطها الحسابي (وهو يساوي مجموع مربعات الفروق بين قيم المجموعة ومتوسطها الحسابي:

بعد ذلك نحسب درجات الحربة. فدرجة الحربة بين المجموعات تساوي عدد المجموعات = 1 - 1

أما درجة الحرية داخل المجموعات فتساوي عدد المجموعة الاولى - ١ وعدد المجموعة الثالثة - ٢١ وعدد المجموعة الرابعة - ١ اي ١٠ - ١ - ١٠ + ١ - ١ - ٣٦ .

أما درجة الحرية الكلية فتساوي عدد القيم -- ۱ = ۲۰ = ۳۹ = ۳۹ ا = ۳۹ ا ما درجة الحرية الحدول التالي:

التباين التقديري	درجات الحرية	مجوع المربعات	مصدر التباين
£	٣	1674	بين المجموعات
YA,YY	7"1	1-75	داخل الجموعات
010,74	44	7141	المجموع الكلي

$$17.90 = \frac{17.77}{74.77} = 0.9,79$$
 وعلى ذلك فان نسبة ف

وبالرجوع لجدول ف الذي وضعه Snedecor فاننا نجد ان قيمة ف ذات الدلالة عند (٠,٠٥) تنحصر بين ٢,٩٢، ٢,٨٤ وعند نسبة (٠,٠١) بين ٤٥١، ٤٥١ ولما كانت نسبة ف التي حصلنا عليها تغوق هذه النسب جميعها فهي بذلك تدل على وجود فروق حقيقية بين هذه المجموعات الاربعة في الاتحاهات.

ولكن علينا أن نسأل اي المجموعات هي السبب في زيادة التباين بين المجموعات عن التباين داخل المجموعات الى هذا الحد؟ . علينا في هذه الحالة لنتبين حقيقة الامور ان نقوم بحساب معامل (ت) بين كل مجموعتين اي حساب (٦) معاملات في هذه الحالة اي بين المجموعة الاولى والشانية والرابعة ، والاولى والرابعة ، المجموعة النانية والثالثة ، والأولى والرابعة ، المجموعة النانية والثالثة ، والرابعة .

وبحساب قيمة (ت) للمجموعات الاربعة توصلنا للجدول التالي:

الدلالة عند ٢٠٠٠)	الدلالة عند (٥٠٠٠)	لبةت	الجبوعات
かん けんしょう	אן פעינג	1,1+1	7 4 3
ليس لما دلالة	ليس 14 دلالة	1,74	7.1
ليس لما دلالة	ليس لما دلالة	1,47	111
ليس لما دلالة	ليس لما دلالة	Y.55	74.7
אן פעלג	א עצוג	17,71	\$4.7
स्थित है	או עצוג	0,71	SET

والمجموعتين الثالثة والرابعة هي المجموعات التي كانت قيمة ت اكبر قيمة بالنسبة للقيم كلها وبذلك يتبين ان هناك فروق حقيقية في الاتجاهات وان كانت المجموعات الاولى والرابعة يمكن ان يكونا ذات اتجاهات واحدة وليس بينها فروق وكذلك الامر بين المجموعات الثانية والرابعة.

تمارين:

١ - احسب نسبة (ف) من الدرجات التالية ليتبين ما اذا كان هناك فرق بين
 المجموعات الاربعة ام لا . .

۵	ج	پ	1
Ψ.	Y	۳	٥
۳	٧	8	٨
٣	٧	٥	٨
*	٧	٣	٥

٢ - طبق اختيار ادائي بسيط على مجموعة مكونة من ثلاثة مجموعات والمطلوب
 التأكد من وجود فرد ذو دلالة بين في اداء هذه المجموعات الثلاثة;

جہ	ب	ſ
۳	٦	1.
Y	Y	٧
٧	1.	1.
٧	£	14
*	4	١٣
۲	4	11



. فهرس الكتاب

ă~ à . a

المقدمة							
الفصل الأول							
المتغيراء							
التوزيعا							
-خطوا <i>ن</i>							
جدولة							
بيان اا							
التكرار							
وللنسم							
التمثيل							
خطواد							
المنحنى							
خطوار							
الأنواع							
_							

الفصل الثاني

40	مقاييس النزعة المركزية
۲۷	
44	استخراج المتوسط الحسابي
٣٠	حساب المتوسط باستخدأم متوسط فرضي
٣٣	حساب المتوسط الحساني في حالة القيم المتقطعة
44	كيف تقوم بحساب الوسيط من توزيع تكراري
٤¥	المنوالاللنوال المناسبين
££	حساب المنوال بالرسم من التكرار المعهد
٤Y	مق يفضل استخدام مقاييس النزعة المركزية
	الفصل الثالث مقاييس التشتت
٥١	مقاييس التشتت
٥٢	الدى الطلقا
٤٥	نصف المدى الربيعي
٥٥	المدى المطلق
۷۵	الربيع الأدنى والربيع الأعلى
1.	اًلانحراف المتوسط
17	حساب الانحراف المتوسط من جدول تكراري
٧١	
/۲	الانحراف المعياريمن جدول تكراري
١.	مقارنة بين مقاييس التشتث
11	

الفصل الرابع

ΑY	العيناتا					
	أنواع المينات _ المينة العشوائية _ العينة المقيدة					
٨٩	العبنة الطبقية ـ الدرجة المعيارية					
98	الخصائص الاحصائية للدرجة المعيارية					
145	المتينا					
الغصل الحامس						
1.1	معاملات الارتباط					
1.4	معامل ارتباط الرتب					
11.	معامل ارتباط بيرسون					
112	معامل ارتباط بيرسون باستخدام المتوسط الفرضي					
110	معامل ارتباط بيرسون من جدول مزدوج					
118	جدول ارتباط مزدوج					
114	أمثلة					
170	معامل التوافق					
177	معامل فاي					
141	معامل الارتباط الثنائي					
177	الانحراف المعياري (ع) للمجموعة الكلية					
القصل السادس						
1 TY :	/حساب دلالة معاملات الارتباط					

	الفصل السأبع		
121	 اڭ ئاسىسى	. اختبارات	م مقاييس الدلالة ـ
			رحساب الدلالة .
124	;l		أنسبة الاحتالات
	الفصل الثامن	ı	
۲۵۲	 .,	••••	تحليل التباين

تم بحمدالله







Converted by 1iff Combine - (no stamps are applied by registered service)

